ISSN 0803-8953

TILFELDIG GANG
Nr. 1, årgang 10
Mars 1993

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

INNHOLD

	Side
Fra redaktøren. *Jan F. Bjørnstad*	1
Fra formannen i Norsk Statistisk Forening. *Trygve Nilsen*	2
Jostein Lillestøl - 50 år	3
Faglige innlegg	
Undersøkelse av fotokopiering. *Heidi K. Walsøe*	4
Interessante prøvemetoder i vegvesenet. *Jostein Lillestøl*	7
På gale betingelser - fra Hodges & Lehmann via Marilyn til Larsen & Marx. *Steinar Engen*	9
Blindforsøk for å sammenlikne estimeringsmetoder i skoggjødsling. *Erik Mønness*	17
Debatt - innlegg:	
Eddadikt og statistikk. Kommentarer til diskusjon mellom Egede Larssen og Fidjestøl. *Tore Schweder*	23
Avisklipp:	
Systemet som gir Lotto overskudd. *Dagbladet 1.9.92*	25
Eksamen i ST 001/Løpende risiko. *Dagbladet 27.11.92*	26
Reklamekampanje for Lotto stanses. *Aftenposten 4.3.93*	27
Frykt og statistikk. Per Egil Hegge. *Aftenposten 20.1.93*	28
Konferanser	
Påminnelse og påmelding. Det 7. norske statistikermøtet, Ustaoset, 14.-16. juni 1993.	29
49th Session of the International Statistical Institute, Firenze, 25.8.-2.9.93	32
The 8th Scandinavian Conference on Image Analysis, Tromsø, 25.5.-28.5.93	35
Meldinger	
Årsberetning 1992 & Årsmøte 1993. Statistisk forening Oslo	39
Nytt fra universiteter og høyskoler	40
Annonse: Førsteamanuensis i statistikk ved Sosialøkonomisk inst., UiO	41
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening	42
Bidrag til TG	42

Fra redaktøren

Vedlagt til dette TG skal det være en postgiroblankett for innbetaling av medlemskontingent til Norsk Statistisk Forening. Jeg vil oppfordre alle lesere til å sende inn giroen nå. Kontingenten er så lav at det ellers er lett å glemme at man ikke har betalt, og denne inntekten er viktig for driften av foreningen.

På årsmøtet i juni bør vi diskutere om det er ønskelig å øke kontingenten fra nåværende kr. 90,- (kr. 30,- for studenter). Det er flere oppgaver som Norsk Statistisk Forening naturlig kan interessere seg for. Vi bør bl.a. ha økonomisk trygghet til å arrangere mer regelmessige etterutdanningskurs, muligens i forbindelse med de norske og nordiske møtene. NSF bør også ha ressurser til å arbeide for å utbre et minimum av statistisk kyndighet i skole, media og samfunnet generelt. NSF kan, for eksempel, engasjere seg i utarbeidelsen av skolemateriell i statistikk på alle nivåer fra barneskolen til videregående. Undervisningsutvalget bør få ressurser til å være aktive her, for eksempel til å reise på konferanser om statistikkutdanning.

Et hovedproblem for statistikkfaget er *rekruttering*. Siden statistikk ikke er et skolefag, er faget fremmed for praktisk talt alle begynnerstudenter. At det er et selvstendig universitetsfag og en egen profesjon virker å være totalt ukjent. De fleste statistikkenhetene ved universiteter og høyskoler er "skjult" innenfor matematikkinstitutter. Det er vel bare ved Universitetet i Tromsø og ved AVH at navnet "statistikk" er med i betegnelsen på det institutt/avdeling hvor statistikk befinner seg. Når samtidig media stort sett betegner statistikere som matematikere blir usynliggjøringen nærmest fullkommen. Faget ville opplagt blitt mer synliggjort hvis de største universitetsmiljøene i statistikk var organisert som egne institutter. Synspunkter på markedsføring/synliggjøring av faget ovenfor studenter og samfunnet generelt vil være velkomment stoff for TG. Hva gjøres for eksempel på begynnerkursene i statistikk på de forskjellige universiteter og høyskoler for å rekruttere studenter til faget?

Til slutt vil jeg oppfordre alle til å melde seg på til det norske statistikermøtet. Påmeldingsfristen er satt til 1. mai.

Jan F. Bjørnstad

Fra formannen i Norsk Statistisk Forening

Statistikk i skolen har i mange år både vært og ikke vært et tema for statistikerne. Faget er på ulike vis kommet inn i gymnasets pensum. Den første gang jeg hørte om det var for mer enn tyve år siden i forbindelse med moderne matematik. De som søkte å reformere matematikken trengte et anvendelsesområde for systemene sine. Øynene falt på sannsynlighetsregning i kombinasjonen med Venndiagram. Det ble en radbrekking av sannsynlighetsregningen for å få mest mulig mengdelære ut av det. Den gangen var statistikerne heldigvis våkne og ropte et varsko.

Senere er statistikk kommet inn på en mer naturlig måte ved sin egen verdi. Det er ikke som en rettferdiggjøring av et tvilsomt eksperiment i matematikkundervisningen, men som et ønske om å gi elevene innsikt i et emne som blir mer og mer aktuelt for å kunne følge med i tidens debatt. Et typisk trekk i denne sammenhengen er at statistikk forekommer på samfunnsfaglinjen og ikke på naturfaglinjen. Fremstillingen blir derved også mer beskrivende og mindre matematisk. Det passer med at målsetningen nå er å gjøre elevene fortrolige med presentasjonen av statistisk materiale slik det forekommer i media.

Dette illustrerer litt av problemet en har med å plassere statistikk. Skal det være en del av matematikk? Da må det helt klart komme til fortrengsel for andre deler av matematikk i gymnaset. Eller skal det sees på som et orienteringsfag og således ikke dytte ut deler av den tradisjonelle matematikk? Et tredje sted for faget er sammen med undervisning i data. Her er det sikkert ønskelig å bruke grafiske illustrasjoner hentet fra statistikk. I en slik situasjon vil statistikk bare spille en sekundær rolle, og dette vil ikke hjelpe stort til forståelsen av hva vi mener med de ulike begrepene.

Svaret på spørsmålet om plasseringen av en undervisning i statistikk i gymnaset er ikke entydig. Det avhenger for en stor del av hva vi ønsker med innføringen; om den skal være av folkeopplysende karakter, eller om den skal være for å rekruttere fagstatistikere. For rekrutteringen vil det være godt å få introdusert faget og dermed få fanget opp interessen hos en del gymnasiaster slik at faget ikke taper i konkurransen om de gode elevene. På den annen side kan vi gjøre rekrutteringen en bjørnetjeneste ved at det introduseres for tidlig til at elevene har den tilstrekkelige matematiske bakgrunnen. Da kan det lett bli til at elevene bare blir styrket i sin tro om at statistikk er et fag for personer med en enorm interesse for tall og at det ikke er et fag som krever et solid matematisk grunnlag. Vi kan komme i den samme situasjonen som informatikerne: De har et stort antall studenter, men det matematiske grunnlaget er for dårlig for de fleste nå det kommmer til undervisning i emner ut over "knappetrykking".

Personlig tror jeg at den matematiske statistikk ved universitetene vil få den beste rekrutteringen dersom vi ikke tar statistikk inn i gymnasets matematikkundervisning. Jeg tror at det er best at gymnasiastene kommer med et så høyt og enhetlig grunnlag i matematikk som mulig. Det er mulig at de som underviser i mer anvendte deler av statistikk vil foretrekke noe annet.

Jeg ser gjerne at vårt undervisningsutvalg interesserer seg for disse problemene. Vi vet at det arbeides med ulike tanker om statistikk i gymnaset. Det hadde vært fint om det statistiske miljøet kunnet få en orientering om planene, og at det kunne bli en viss lufting av synspunkt før det er for sent til å ha innflytelse på utviklingen.

Trygve Nilsen

JOSTEIN LILLESTØL - 50 ÅR

Jostein Lillestøl fylte 50 år 17. mars. Jostein er utdannet i Oslo, men gjorde vestlending av seg allerede i 1966. Han ble da rekruttert av Karl Borch til den første rene statistikerstilling på Norges Handelshøyskole. Fast stilling ved NHH fikk han i 1967.Som eneste statistiker på Høyskolen i en årrekke fikk han en utfordrende oppgave med å bygge opp et kurstilbud og en generell forståelse for fagets betydning i et økonomisk miljø. Utfordringen ble møtt, og det finnes nå statistikk-kurser på alle nivåer i siviløkonomstudiet, samtidig som staben er blitt bygget ut både i statistikk og matematikk. Utbyggingen av statistikkfaget ved Universitetet i Bergen startet samtidig, og hans råd og aktive medvirkning betydde mye i den innledende fasen.

Jostein fikk i 1973-76 permisjon fra sin stilling ved NHH for å ta en Ph.D. ved Department of Statistics, University of California, Berkeley. Emne for avhandlingen var multivariate tidsrekker, og han hadde David Brillinger som veileder. Jostein ble dosent ved NHH i 1981 og deretter professor i 1985. Han har beholdt sin faglige interesse for tidsrekker, men har samtidig utvidet sitt interesseområde betraktelig. I det siste har han hatt nyere metodikk innen kvalitetskontroll som sitt viktigste arbeidsfelt. Dette er teknikker som fortjener å bli brukt mer i norske industrielle miljøer, og Jostein har med karakteristisk entusiasme gått inn i dette området.

Jostein har alltid vært opptatt av formidlingen av statistisk metodikk og teori, og han har skrevet en lærebok som er mye benyttet. Han har også vært opptatt av statistikkens stilling i den høyere skole. Hans sterke faglige engasjement har ført med seg flere organisatoriske tillitsverv. I sin formannsperiode i Norsk Statistisk Forening bidro han sterkt til å gi foreningen dens nåværende landsomspennende karakter med lokale avdelinger i Bergen, Trondheim og Oslo. Videre var han formann i programkomiteen for det siste Nordiske Statistiker møtet på Røros i 1992.

Etter alt dette skulle en kanskje tro at jubilanten ikke har så mye tid til overs til interesser utenom faget. Men Jostein har vært aktiv i arbeidet med gutte - og jentefotballen i Åsane. Dessuten er han en ivrig turgåer, båtmann, bridgespiller og amatørmaler!

Kolleger og foreningsmedlemmer ønsker jubilanten til lykke med jubileet. Gratulere hjerteligst!

Undersøkelser av fotokopiering

Heidi K. Walsøe

MMI A/S

MMI er Norges største privateide institutt for markedsundersøkelser og markedsanalyser. Ett av oppdragene til MMI har vært å gjennomføre statistiske undersøkelser av fotokopiering av opphavsrettslig beskyttet materiale. Undersøkelsene er gjort i utdanningsinstitusjoner, virksomheter innen offentlig sektor og finansieringsinstitusjoner. Oppdragsgiver er Kopinor. Hensikten med dette er å gi en kort beskrivelse av gjennomføringen av denne typen undersøkelser, hvor jeg har hatt det faglige ansvaret for de undersøkelsene som er gjennomført etter juni 1991.

Med opphavsrettslig beskyttet materiale menes f.eks. bøker, aviser, tidsskrifter, tegninger, sangtekster og noter. Opphavsrettsloven setter grenser for kopiering av slikt materiale, og uten avtale med de som har laget og utgitt dette, er det ulovlig å kopiere opphavsrettslig beskyttet materiale i næringsvirksomhet.

Kopinor er et interesseorgan som representerer rettighetsinnehaverne til åndsverk. Bak Kopinor står 21 opphavspersons- og utgivelsesorganisasjoner, og Kopinor er gitt fullmakt til å forhandle og inngå avtaler om kopiering på vegne av medlemmene. Avtalene bygger på at kopibrukeren skal slippe å gå veien om hver enkelt rettighetshaver for å innhente tillatelse til kopiering. I stedet inngås det en avtale med Kopinor som favner den årlige kopiering av opphavsrettslig beskyttet materiale. En del av avtalen omhandler gjennomføring av en statistisk utvalgsundersøkelse. Bestanden består derfor av tjenestesteder innen de ovennevnte institusjoner/sektorer som har inngått en kopieringsavtale med Kopinor.

Formålet med undersøkelsene er å anslå hvor stort volum beskyttet materiale som kopieres årlig. Volumtallene oppgis for hele bestanden og i kopisider pr. årsverk. I tillegg skal vi finne fordelingen av det totale vederlagspliktige materialet på type kilde (avis, lærebok...), type stoff (fagtekst, foto...), opphavspersonens bostedsland, verkets utgivelsesland samt oversettelse eller bearbeidelse til norsk. Resultatene danner grunnlag for beregning av vederlag til norske og utenlandske rettighetshavere.

Selve kopiregistreringen gjennomføres ved at det, ved de uttrukne tjenestestedene, skal tas en ekstrakopi av *alt* som kopieres i løpet av observasjonsperioden. Denne har vart fra 2 til 4 uker. Unntatt fra ekstrakopitaking er rent fortrolig materiale som føres opp på et eget samleskjema. Til hver ekstrakopi skal det stiftes et eget skjema hvor opplag, utgivelses- og bostedsland skal føres opp, mens det på samleskjema bare skal føres opp antall kopier. I tidligere undersøkelser ble også rent administrativt materiale ført opp på samleskjema, men etter at en tilleggsundersøkelse som påviste at samleskjema førte til en systematisk underrapportering av vederlagspliktig materiale, ble bruken av dette innskrenket til bare fortrolige kopier.

Ved undersøkelsens start og slutt blir telleverkene på kopimaskinene avlest. Kopivolumet som telleverkene viser, sammenholdes med volumet som rapporteres via ekstrakopier og samleskjema. Ved større uoverensstemmelser (vanligvis hvis det innsendte volum er mindre enn 70% av det telleravleste volum) forkastes materialet, og tjenestestedene kan pålegges å gjennomføre registreringen på nytt.

Før registreringen starter oppnevnes det en eller flere kontaktpersoner ved tjenestestedet. Kontaktpersonens oppgave er ved siden av å være MMI's kontaktledd, å sørge for den lokale informasjonen om undersøkelsen og for at nødvendig utstyr og materiell finnes ved kopimaskinene i hele registreringsperioden. Kontaktpersonen sørger også for telleravlesning og innsending av materiell til MMI. De innsendte kopiene blir kodet etter en spesielt utarbeidet kodeinstruks.

Som nevnt tidligere er formålet med undersøkelsen å utarbeide kopieringstall som skal representere årsgjennomsnittet for bestanden. Det observerte materialet skal med andre ord "blåses opp" både i tid og rom. Den tilfeldige trekkingen av tjenestesteder gir grunnlag for beregning av romlig varians, men ikke tidsvariasjoner. For å ta hensyn til tidsvariansen burde vi også trekke registreringsukene tilfeldig over hele året, men av praktiske og økonomiske hensyn gjøres ikke dette.

Erfaringer fra tidligere undersøkelsene viser at kvaliteten på det innsendte materialet er dårligst den første uken. Dette skyldes at kopitakerne er uvante med bruk av skjemaene, og fyller disse ut feil eller at de ganske enkelt unnlater å rapportere kopieringene. Siden tjenestestedene er pålagt å sende inn ekstrakopiene hver uke kan MMI kontrollere kvaliteten på dette, og gi tilbakemelding om eventuelle feil i rapporteringen. I en del tilfeller forkaster vi materialet fra første uke, og hvis mulig må tjenestestedet ha en ekstra registreringsuke. På bakgrunn av dette er det grunn til å anta at kvaliteten på det innsendte materialet er bedre ved f.eks. fire sammenhengende registreringsuker enn ved fire tilfeldige uker. Det er også grunn til å tro at tjenestestedene vil være mindre samarbeidsvillige, dersom vi valgte å bruke fire tilfeldige uker. Dette fordi ekstraarbeidet for kontaktpersonen da vil være betydelig større enn ved fire sammenhengende uker.

Estimering og utvalgsplan

I de fleste undersøkelsene ble utvalget av tjenestesteder trukket stratifisert i ett eller flere trinn. Trekkingen innen hvert stratum er gjort enten rent lotterisk eller proporsjonalt med tjenestestedets størrelse.

Som nevnt tidligere er det to hovedstørrelser som skal estimeres - andelen av vederlagspliktige kopier og fordelingen av disse på type kilde og stoff. En estimator som ofte er benyttet for å estimere andelen av vederlagspliktige kopier er rateestimator. Det årlige volum av vederlagspliktig materiale estimeres da ved

$$\hat{Y} = \frac{W}{W_s} \cdot Y_s$$

hvor W er antall årsverk i bestanden, W_s er antall årsverk i utvalget og Y_s er summen av det verlagspliktige materialet (oppblåst til årsvolum) i utvalget. Andelen estimeres da ved help av

$$\hat{P} = \frac{\hat{Y}}{V}$$

hvor V er det totale årlige kopivolum i bestanden. I enkelte undersøkelser er også V ukjent og må estimeres. Fordelingen av det vederlagspliktige materiale på underkategorier av stoff og kildetyper gjøres ved hjelp av

$$\hat{R}(X) = \frac{\hat{X}}{\hat{Y}}$$

hvor $\hat{X}$ er en underkategori av $\hat{Y}$, f.eks. det totale volum av aviser.

Feilkilder

Et ledd i kopieringsavtalen som tjenestestedene har inngått med med Kopinor er at de forplikter seg til å delta i kopieringsundersøkelsen hvis de blir trukket ut. Dette gjør at frafallet av tjenestesteder blir minimalt. Målefeil som kan oppstå ved kopiregistreringen, dvs. feilklassifiseringer eller manglende registreringer av kopier som blir tatt i observasjonsperioden, er derimot et adskillig større problem. Som nevnt tidligere inneholder datamataerialet fra den første registreringsuken de fleste målefeilene. For å redusere effekten av målefeilene er det muligens best å forkaste dette materialet.

Det mest kritikkverdige i opplegget er at det ikke tas hensyn til eventuelle tidsvariasjoner. Dette kan være av stor betydning når det gjelder fordelingen av det vederlagspliktige materialet, men som nevt tidligere har vi av rent praktiske grunner valgt å benytte fire sammenhengende uker.

Jeg vil til slutt nevne at det arbeides med å komme fram til et opplegg for undersøkelsen som er mindre belastende for undersøkelsesenhetene enn denne, men vi har ikke kommet fram til noe tilfredsstillende alternativer.

Markeds- og Mediainstituttet a.s.
Postboks 9143 - Grønland
0133 Oslo

Interessante prøvemetoder i vegvesenet

Jeg har slumpet til å lese Statens Vegvesens bestemmelser om kjøretøy: Avgasser fra motorvogner.

Under pkt. 2.2 Kravnivå ECE R15 henter vi følgende utsnitt:

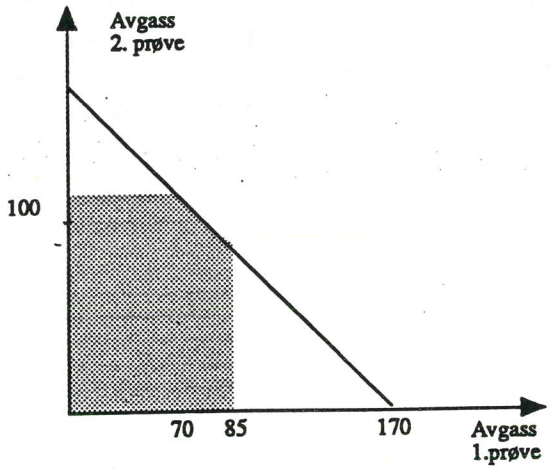
	BESTEMMELSER OM KJØRETØY	Blad nr.: 14.2 - 02 - 06.0
STATENS VEGVESEN VEGDIREKTORATET VEGTRAF.AVD.	AVGASSER FRA MOTORVOGNER	Revisjon nr.: 1
		Dato: 1989-8-18

Prøven skal utføres tre ganger.

Prøven skal bare utføres en gang dersom resultatet for hver av de forurensende avgasser ikke er høyere enn 0,7 ganger den tilsvarende grenseverdi.

Prøven skal bare utføres to ganger dersom resultatet ved første prøve for hver av de forurensende avgasser ikke er høyere enn 0,85 ganger og ved annen prøve ikke er høyere enn 1,0 ganger den tilsvarende grenseverdi, og summen av de to prøveresultater for hver av de forurensende avgasser ikke er høyere enn 1,7 ganger den tilsvarende grenseverdi.

Deretter gis tabeller for grenseverdier for hhv. CO, HC og NO2. Eksempelvis: Med en grenseverdi for CO på 100 gram pr. prøve vil mulighetsområdet foran en eventuell tredje prøve være



Logikken bak denne prøveplanen er obskur, men gir ihvertfall opphav til en rekke sannsynlighetsteoretiske oppgaver:

> Med passende antakelser om forventning og standardavvik og normalitet, finn sannsynligheten for at gitte tabellkrav oppfylles for den enkelte avgass og for alle tre. Hva er sannsynlighetsfordelingen til antall prøver for hver gass og totalt?

Den trinnvise fremgangsmåten gir tilstrekkelig betinging og integrasjoner til å holde deg beskjeftiget en stund!

For å gjøre prøvemetoden enda mer interessant for statistikere har Vegvesenet også følgende regel:

> Dog tillates for hver av de forurensende avgasser at ett av de tre prøveresultater overstiger den tilsvarende grenseverdi i tabellen med 10 % under forutsetning av at gjennomsnittet for de tre prøveresultatene ikke overstiger den fastsatte grenseverdi.

Jeg utelukker ikke at det er en viss fornuft i den beskrevne prøveplan (men vil gjerne bli veiledet av TG's lesere). Fortsettelsen er imidlertid også interessant fra et statistisk synspunkt, nemlig dersom grenseverdier overskrides kan bilfabrikanten forlange å få testet flere biler fra serien (antall etter eget valg).

Betingelsen er da at

$$X + k \cdot S \leq L$$

hvor k avhenger av n og er gitt i tabell.

Det ser ut til at k er bestemt som $k = c/\sqrt{n}$ der c er 80% fraktilen i den tilhørende t - fordelingen.

Dette gir feilaktig inntrykk av at variasjon mellom biler av samme biltype tas omsyn til ved typegodkjenningen. Sålenge fabrikanter vet at gjennomsnittet er lavere enn kravet, har man bare å stille med nok biler!

At forskrifter på denne måten ignorerer variasjon kan muligens forstås ut fra at det er det samlede utslippsnivå som betyr noe for miljøet. Denne form for forskrift er imidlertid ufullstendig som insitament for forbedringer som også ivaretar forbrukernes behov. Personlig ville jeg mislike å være den bileier som hadde en forurensende bil som riktignok ble oppveiet av naboens rene.

Jostein Lillestøl

Norges Handelshøyskole
Helleveien 30
5035 Bergen - S

På gale betingelser -

fra Hodges & Lehmann via Marilyn til Larsen & Marx

Steinar Engen
Institutt for matematikk og statistikk
Universitetet i Trondheim
7055 - Dragvoll

1 Innledning

Det hevdes ofte med rette at teori er en ting og praksis noe helt annet. Den empiriske forskningen representerer ofte den rene kjedsommelighet for teoretikeren, mens den mer praktiske anlagte forskeren ser på teoretisk forskning som en slags øvelse, som lever sitt eget liv og stort sett er uten praktisk interesse.

Det som etter min mening er det mest fascinerende med statistikkfaget, er at det nettopp bidrar til å bryte ned disse motsetningene. Faget er i seg selv kanskje det viktigste bindeleddet mellom teoretiske modeller og empiriske forskningsresultater representert ved innsamlede data. Som statistikere blir vi da naturligvis opptatt av at de forskjellige teoretiske modeller som er utviklet blir anvendt på en korrekt måte. Gal bruk av sannsynlighetsbegrepet og statistisk metodikk vet vi forekommer i stor utstrekning, og det er en av våre viktigste oppgaver som spesialister på faget å bidra til at teorien anvendes korrekt.

Et begrep som viser seg å være vanskelig for mange studenter, og for forskere som skal anvende det, er "betinget sannsynlighet". Sannsynlighetsbegrepet er jo i utgangspunktet lite håndfast. Når man da i tillegg blir nødt til å redefinere begrepet etter hvert som man skaffer seg informasjon om det eksperimentet man har utført, så er det egentlig helt forståelig at sannsynlighetsbegrepet kan bli tåkete for noen og enhver - ikke bare for studenter og brukere, men også for oss som er spesialister på faget. Det er vel ikke galt å si at korrekt og optimal bruk av informasjon er en av de viktigste utfordringene for statistisk forskning.

Hovedformålet med denne artikkelen er å diskutere en gal praktisk anvendelse av det teoretiske begrepet "betinget sannsynlighet" som ofte forekommer. Da jeg i fjor for første gang foreleste etter Larsen & Marx, oppdaget jeg noe overrasket at forfatterne har gjort samme feil som var å finne i de tidligste utgavene av Hodges & Lehmann, riktignok i en helt annen innpakning. Det som gjør dette ekstra interessant er at Larsen & Marx har hentet sitt eksempel fra en amerikansk domstol. De presenterer rettens bruk av betinget sannsynlighet som korrekt. Dessverre tar både lærebokforfatterne og høyesterett feil. Heldigvis har feilen ikke hatt betydning for utfallet av saken siden korrekt bruk av begrepet bare ville ha forsterket den statistiske konklusjonen. I TG nr.4 1991 ble det gjengitt en diskusjon i Marilyn vos Savants spalte "Ask Marilyn" der TV-spill varianten av det såkalte "fangevokterproblemet" ble gjengitt. Marilyns korrekte bruk av sannsynlighetsbegrepet førte til en storm av leserprotester fra skolerte matematikere med Ph.D.-grad, som alle tok feil. Saken vakte slik oppsikt at den ble presentert på førstesiden av New York Times.

Jeg skal forsøke å forklare at alle disse eksemplene er varianter av ett og samme problem. Alle gjør den samme feilen, noe som kan forklares kort, generelt og elementært. Hva gjør man egentlig når man går i vannet, bortsett fra å bli våt?

2 Generelle betraktninger

La S være et eksperiment og A en hendelse. Dersom vi vet at hendelsen B har inntruffet, bør da sannsynligheten $P(A)$ erstattes med den betingede sannsynligheten $P(A|B)$? Eller sagt på en annen måte : hva er nå sannsynligheten for hendelsen A? Man kan vel ikke gjøre annet enn å svare "ja" slik spørsmålet er stillet. Men hva hvis vi nå også får vite at hendelsen C har inntruffet? Er nå den relevante sannsynligheten $P(A)$, $P(A|B)$, $P(A|C)$, $P(A|B \cup C)$ eller $P(A|B \cap C)$? Alle de 5 forskjellige hendelsene vi her har betinget med hensyn på, inkludert den første (S), har jo inntruffet. Når problemet presenteres på denne måten er svaret enkelt, entydig og ukontroversielt. Det er den minste hendelsen $(B \cap C)$ som er den mest informative, og som det vil være riktig å betinge med hensyn på. Men så viser det seg altså at disse enkle betraktningene ikke er så lette å etterleve *i praksis*. I alle eksemplene nevnt ovenfor, og som vi nå skal se nærmere på, er hendelsen C inneholdt i B. Det ser da ut til at ikke bare brukere og matematikere, men også velkjente statistikere, faller for fristelsen feilaktig å betinge m.h.p. B istedet for å gjøre det korrekte, som er å betinge m.h.p. den minste hendelsen C.

3 Eksempler

3.1 Gal bruk av avkortet fordeling

La nå (X, Y) være en stokastisk variabel med kjent fordeling og sett $Z = X + Y$. Vi er primært interessert i fordelingen til Z og har skaffet tilleggsinformasjon om denne ved å observere $C = (X = x)$. Hvis Y ikke kan ta negative verdier så har da hendelsen $B = (Z \geq x)$ inntruffet. Rent matematisk vil det nå som regel være enklest å betinge m.h.p. B og altså bruke den avkortede fordelingen til Z gitt $(Z \geq x)$. Situasjonen er imidlertid den samme som ovenfor. Vi har også observert hendelsen C som er inneholdt

i B. Det blir derfor riktig å betinge m.h.p. C.

La f.eks. X og Y være uavhengige og Poissonfordelte med parametre hhv. 3 og 4 og la den observerte verdien av X være 6. Hvis vi nå korrekt betinger m.h.p. hendelsen C, blir fordelingen til Z en translert Poissonfordeling med parameter 4 som starter i 6. Ser vi f.eks. på hendelsen $(Z = 6)$, blir den riktige sannsynligheten dermed null-leddet i Poissonfordelingen, dvs. 0.01832. Hvis vi derimot betinger m.h.p. B og bruker den avkortede Poissonfordelingen med parameter 7 blir svaret 0.2131.

3.2 Tobarnsfamiliene til Hodges & Lehmann

Følgende eksempel er hentet fra den danske utgaven fra 1969:

> EKSEMPEL 3. *Er det andet barn en dreng?* En ny familie med to børn skal flytte ind i nabolaget. Det vides, at mindst et af børnene er en dreng. En dreng, der bor i den samme ejendom, håber, at det andet barn også er en dreng. Hvad er chancen for, at hans ønske går i opfyldelse?
>
> Af beregningsmæssige grunde forudsættes drengefødsler og pigefødsler at forekomme lige hyppigt. Betragtes de to fødsler i familien som uafhængige, kan en produktmodel anvendes. Denne vil da tillægge hver af de mulige familietyper sandsynligheden $\frac{1}{4}$:
>
> | Familietype | Sandsynlighed |
> |---|---|
> | DD | $\frac{1}{4}$ |
> | DP | $\frac{1}{4}$ |
> | PD | $\frac{1}{4}$ |
> | PP | $\frac{1}{4}$ |
>
> hvor f.eks. DP repræsenterer hændelserne »første barn dreng, andet barn pige«.
>
> Denne model var rimelig, da det alene var kendt, at der var to børn i familien, men den yderligere oplysning om, at mindst eet af børnene er en dreng, gør modellen urealistisk. Den nye oplysning umuliggør resultatet, at begge børn er piger. Ved opbygningen af en ny model skal hændelsen PP derfor tillægges sandsynligheden 0.
>
> Oprindelig var de 3 andre hændelser tillagt samme sandsynlighed, hvilket er i overensstemmelse med den empiriske kendsgerning, at familietyperne DD, DP og PD forekommer nogenlunde lige hyppigt. Elimineringen af typen PP ændrer ikke den kendsgerning, at de tre andre typer forekommer med omtrent samme hyppighed blandt familier med to børn, der ikke begge er piger,

og det vil derfor være realistisk fortsat at tillægge de 3 resterende typer identiske sandsynligheder. Da summen af sandsynlighederne for de simple hændelser i enhver sandsynlighedsmodel skal være lig med 1, fremkommer følgende nye model:

Familietype	Sandsynlighed
DD	$\frac{1}{3}$
DP	$\frac{1}{3}$
PD	$\frac{1}{3}$
PP	0

Modellen vil være realistisk i relation til familier med to børn, hvoraf mindst det ene er en dreng. Ved hjælp af modellen ses det let, at svaret på det oprindelige spørgsmål er $\frac{1}{3}$; det andet barn vil også være en dreng, hvis og kun hvis familien er af typen DD.

For nemheds skyld blev der i det første eksempel valgt et tilfælde, hvor den oprindelige model var en model med lige store sandsynligheder (afsnit 1.5.), men den grundlæggende idé kan bruges helt generelt.

Slik problemet er formulert er det mest naturlig å tolke forfatterne slik at man har observert ett av barna, som viser seg å være gutt. La denne hendelsen være C. Hvis X er antall gutter i familien, har man også observert hendelsen $B = (X \geq 1)$. Problemet er nå at man ikke kan velge om man vil betinge m.h.p. B eller C. Hendelsen C impliserer B, mens den motsatte implikasjonen ikke gjelder, eller med andre ord, C er inneholdt i B. Det er derfor galt å betinge m.h.p. B slik det gjøres i eksempelet. Konklusjonen at sannsynligheten for at det andre barnet er gutt er lik 1/3 er også intuitivt galt. De to barnas kjønn er uavhengige, og informasjon om det ene barnet endrer ikke sannsynligheten for at det andre er gutt, som fremdeles blir 1/2.

Nedenfor følger også innledningen til det samme eksempelet fra 1975-utgaven. Nå brukes formuleringen "det opplyses at de to barn ikke begge er piker". Dette må kunne oppfattes som ekvivalent med hendelsen B ovenfor, og konklusjonen blir da riktig.

EXAMPLE 6. *Two-child families.* As a second example of the problem of differential selection, suppose that a two-child family is moving into the neighborhood. We learn that not both children are girls. Under this condition, what is the probability that both are boys? Let us distinguish four family types, say BB, BG, GB, GG, where for example BG represents "older child boy, younger child girl."

3.3 TV-spillet og debatten med Marilyn

Det vises her til debatten gjengitt i TG nr.4 1991 og nr.1 1992. Problemstillingen er nærmest klassisk og finnes i mange varianter, i dette tilfellet TV-spill varianten. Det opprinnelige spørsmålet til Marilyn vos Savant var: "Suppose you're on a game show, and you're given the choice of three doors: Behind one door is a car; behind the others, goats. You pick a door, say no. 1, and the host, who knows what's behind the doors, opens another door, say no.3, which has a goat. He then says to you, "Do you want to pick door no.2?" Is it to your advantage to switch your choice?" Marilyn påstår, helt korrekt, at sannsynligheten for at bilen er bak dør nr.1 fremdeles er 1/3, slik at det lønner seg å bytte til nr.2 som nå har sannsynlighet 2/3. Protestbrevene strømmet inn, særlig fra velskolerte matematikere som ville ha det til at sannsynlighetene nå var 1/2.

Dette er igjen en variant av problemstillingen ovenfor. La oss definere hendelsene $B =$ (bilen er ikke bak dør nr.3) og $C =$ (programlederen åpner dør nr.3). Hvis vi nå betinger m.h.p. B blir svaret 1/2, som er galt. Det er nemlig hendelsen C som er observert. Hendelsen C medfører B, mens den motsatte implikasjonen ikke gjelder. Det er altså riktig å betinge med hensyn på C. Nå vil det riktige svaret generelt være avhengig av programlederens strategi og av om hvorvidt spilleren kjenner denne. Hvis programlederen velger tilfeldig når han har anledning til det (dvs. hvis bilen er bak den døra spilleren har valgt) blir sannsynlighetene slik som Marilyn hevder. Det er imidlertid lett å se ved å bruke Bayes' formel at sannsynligheten for å vinne når man bytter, ligger et sted mellom 1/2 og 1, avhengig av hvilke sannsynligheter som gjelder for programlederen.

3.4 Domstoleksempelet fra Larsen & Marx

Nedenfor følger "case study" 2.7.1 og 2.11.1 fra Larsen & Marx.

CASE STUDY 2.7.1

In 1964, a woman shopping in Los Angeles had her purse snatched by a young, blond female wearing a ponytail. The thief fled on foot but was seen shortly thereafter getting into a yellow automobile driven by a black male who had a mustache and a beard. A police investigation subsequently turned up a suspect, one Janet Collins, who was blond, wore a ponytail, and associated with a black male who drove a yellow car and had a mustache. An arrest was made.

Not having any tangible evidence, and no reliable witnesses, the prosecutor sought to build his case on the unlikelihood of Ms. Collins and her companion sharing these characteristics and not being the guilty parties. First, the bits of evidence that were available were assigned probabilities. It was estimated, for example, that the probability of a female wearing a ponytail in Los Angeles was $\frac{1}{10}$. Table 2.7.1 lists the probabilities quoted for the six "facts" agreed on by the victim and the eyewitnesses (38).

TABLE 2.7.1

Characteristic	Probability
Yellow automobile	$\frac{1}{10}$
Man with a mustache	$\frac{1}{4}$
Woman with a ponytail	$\frac{1}{10}$
Woman with blond hair	$\frac{1}{3}$
Black man with beard	$\frac{1}{10}$
Interracial couple in car	$\frac{1}{1000}$

The prosecutor multiplied these six numbers together and claimed that the product, $(\frac{1}{10})(\frac{1}{4}) \cdots (\frac{1}{1000})$, or 1 in 12 million, was the probability of the intersection—that is, the probability that a random couple would fit this description. A probability of 1 in 12 million is so small, he argued, that the only reasonable decision is to find the defendants guilty. The jury agreed, and handed down a verdict of second-degree robbery. Later, though, the Supreme Court of California disagreed. Ruling on an appeal, the higher court reversed the decision, claiming that the probability argument was incorrect and misleading. What do you think? (We will reexamine this evidence in Case Study 2.11.1 and offer a counterargument to the case presented by the prosecution.)

CASE STUDY 2.11.1

Consider again the evidence presented in *People* v. *Collins*, as outlined in Case Study 2.7.1. The prosecution's case rested on the unlikelihood of a given couple's matching up with the six characteristics reported by the several eyewitnesses of the crime. It was estimated that the joint occurrence of a white female with blond hair combed in a ponytail riding in a yellow car with a black male having a beard and a mustache was on the order of 1 in 12 million—a number so small, the prosecution contended, that Ms. Collins and her male friend were clearly guilty, a classic open-and-shut case. Not so, argued the counsel for the defense. By approaching the same data from a slightly different perspective, they were able to show that "reasonable doubt" had not really been eliminated, despite the apparent 12-million-to-1 odds.

Suppose that n is taken to be the total number of couples who could conceivably have been in the area and perpetrated the crime, and p, the probability that any such couple would share the six characteristics introduced by the prosecution as evidence. Define Y to be the number of couples matching up with the eyewitness accounts. It is not unreasonable to assume that Y is binomial, in which case

$$P(Y = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \qquad k = 0, 1, \ldots, n$$

Therefore,

$$P(Y = 1) = np(1-p)^{n-1}$$

and

$$P(Y \geq 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - (1-p)^n$$

Sec. 2.11 Combinatorial Probability: Two Special Cases

from which it follows that

$$P(Y > 1) = 1 - (1-p)^n - np(1-p)^{n-1}$$

Now, consider the ratio

$$\frac{P(Y > 1)}{P(Y \geq 1)} = \frac{1 - (1-p)^n - np(1-p)^{n-1}}{1 - (1-p)^n} \tag{2.11.6}$$

$$= P(\text{more than one of the } n \text{ couples fit the description given that at least one does})$$

$$= P(\text{there is at least one other couple who could have committed the crime})$$

If $P(Y > 1)/P(Y \geq 1)$ is anything other than a very small number, we would have to accept the possibility that Ms. Collins and her friend have a pair of lookalikes and that perhaps *they* were the culprits.

Table 2.11.3 shows the value of the probability ratio (Equation 2.11.6) for various values of n befitting a large metropolitan area and for the prosecutor's estimate of p ($= 1/12{,}000{,}000$). What the last column makes clear is that $P(Y > 1)/P(Y \geq 1)$ is *not* a particularly small number.

TABLE 2.11.3

p	n	$P(Y > 1)/P(Y \geq 1)$
1/12,000,000	1,000,000	0.0402
1/12,000,000	2,000,000	0.0786
1/12,000,000	5,000,000	0.1875
1/12,000,000	10,000,000	0.3479

Looked at in this way, the evidence is certainly not as incriminating as the "1-in-12,000,000" argument would have us believe. At least that was the opinion of the California Supreme Court: based on the probability argument just presented, they overturned the initial verdict of "guilty" that had been handed down by the Superior Court of Los Angeles County.

Retten har her basert seg på den betingede sannsynligheten for hendelsen $(Y > 1)$ gitt hendelsen $(Y \geq 1)$. La nå C betegne hendelsen at en person med de gitte kjennetegnene er blitt observert, og sett $B = (Y \geq 1)$. Igjen er C inneholdt i B, og det vil være riktig å betinge m.h.p. C. Hvis man gjør dette blir sannsynligheten $1 - (1-p)^{n-1}$. For $n = 1000000$ blir da svaret tilnærmet 0.08, som er ca. det dobbelte av den sannsynligheten som beregnes i boka. For $n = 10000000$ blir svaret 0.5654 mot bokas 0.3479. Korrekt bruk av betinget sannsynlighet gir altså enda mindre grunnlag for fellende dom og styrker dermed rettens avgjørelse.

Hedmark distriktshøgskole 2450 RENA
e-mail : monness@samson.hedmarkdh.no
62440287 (Hjem)
64240800 (Arbeid)
64240807 (fax)

BLINDFORSØK FOR Å SAMMENLIKNE ESTIMERINGSMETODER I SKOGGJØDSLING

Erik Mønness

Forord.

Denne artikkelen er et norsk sammendrag fra "Estimating Annual Increment Response to Forest fertilization: a Comparison of Methods by Uniformity Trials. (*Forest Science. Vol 37, No 1, Mars 1991).* Sammendraget er gjort for Norsk statistisk forening etter at arbeidet ble presentert på Nordisk statistikermøte på Røros i 1992.

Sammendrag.

Virkningen på grunnflatetilvekst i skogsbestand av gjødsling skal anslås, årlig i opp mot 20 år. Hovedproblemet er at en ikke vet hvilken tilvekst det hadde vært om behandlingen ikke hadde funnet sted. Flere anslagsmetoder sammenliknes. Kjente metoder som ANOVA, ANCOVA, "Konstant differanse", "Konstant forhold", AR(1), regresjon er utprøvd på ulike samlinger av blindforsøk. I et blindforsøk er behanlingseffekten kjent og lik 0, og metodenes kvadratavvik kan sammenliknes. Den rangeringen av metodene som dette gir, kan overføres til en virkelig forsøks-situasjon. Det viser seg at "enkle" metoder er like gode som de mere avanserte.

Blindforsøk.

En sammenlikning av metoder kan skje teoretisk eller empirisk. Teoretiske oppstillinger kan gi svar som "er bedre enn" men i mindre grad gi svar på "hvor mye bedre". I empiriske sammenlikninger basert på virkelige forsøk er det et problem at både presisjon og behandlingseffekt er ukjent. Et blindforsøk er et vanlig forsøk for å anslå en (eller flere) behandlingseffekter. Imidlertid er det ingen behandling, slik at behandlingseffekten er kjent og lik null. Det som da måles som behandlingseffekt vil være metodens presisjon. Metoder kan da rangeres etter deres evne til å "estimere null". Denne rangereingen vil også være gyldig i virkelige forsøk med virkelige behandlinger.

Datamaterialet.

Årlig grunnflatetilvekst er målt ved å ta borprøver på hvert tre. Dette gir tilvekst fra måletidspunktet og så langt tilbake som en ønsker. Her er det målt tilvekst fra måletidspunktet og tilbake til 10 år før forsøket ble anlagt. Denne 10 årsperioden er kalt forperioden. Grunndataene stammer ifra ca 70 blokkforsøk som ble anlagt i tidsrommet 1958-1971. Forsøkene er fulgt i opp til

20 år. Samlet utgjør materialet årlig grunnflatetilvekst på ca 42000 trær på 2200 ruter (= forsøksenheter). Dataene her er årlig grunnflatetilvekst per rute målt i kvadratmeter pr. hektar. Dataene er stilt opp på ulike måter og gitt grunnlag for tre separate analyser, hvorav bare to tas med her.

Data gruppe 2. I 28 blokker er det anlagt to kontrollruter. Trekkes den ene ut og kalles behandlet, den andre beholdes som kontrollrute, da får en 28 uavhengige blindforsøk som har en forperiode på 10 år og en behandlingsperiode på opp til 20 år.

Data gruppe 3. Basert på analysen av datagruppe 1 gjelder at mellom-blokk variasjonen er ubetydelig i forhold til innen-blokk variasjonen. En kan derfor tillate seg å sammelikne kontrollruter fra to nærliggende blokker. Dette gir 107 uavhengige blindforsøk. For nærmere detaljer om materialet vises det til originalarbeidet.

Notasjon.

Y_{it} Årlig grunnflatetilvekst på rute i i år t (m^2 /hectare/year). $i = n$ indikerer behandling,. $i = 0$ indikerer kontrollrute. $t=1$ er første år med behandlingseffekt. $t=0$ er siste år uten eventuell behandlingseffekt.

e_{it} Tilfeldig avvik i rute i i år t.

$E(.)$ Forventning.

MSE Midlere kvadratavvik. På blindforsøk er den sanne behandlingseffekt lik null, så MSE er beregnet som $\frac{1}{k}\sum_{v=1}^{k} X_v^2$ der X_v er den aktuelle variabel. MSE måler både varians og forventningssjevhet.

$RMSE$ kvadratrot av MSE.

$\overline{X_{it}} = \frac{1}{w}\sum_{v=t-w+1}^{t} X_{iv}$ der X_v er den aktuelle variabel. Et gjennomsnitt ved år t er alltid w år bakover i tid. Vanligvis er w 5 eller 10 år.

$f(n,t)$ = er (teoretisk) årlig (t) vekst på en behandlet rute (n) dersom den ikke hadde vært behandlet.

$f(0,t)$ = er (teoretisk) årlig (t) vekst på en ubehandlet kontroll-rute (0)

F_t = $f(n,t)$-$f(0,t)$ er årlig differanse i tilvekst mellom en behandlet rute og dens kontroll.

Problemstilling.

Det vises til figur 1. Øvre kurve viser årlig tilvekst Y_{nt} på en tenkt behandlet flate. Før år null har denne et forløp som vil avhenge av vokseforhold, klima etc. Ved År null behandles flaten, og det fremkommer en årlig "mervekst" $N(n,t)$, som er resultatet av behandlingen. Den stiplede kurven viser en tenkt ukjent forløp $f(n,t)$ for flaten dersom den ikke hadde blitt behandlet. Nedre kurve viser forløpet til en kontrollrute, Y_{0t} . Dennes forløp vil bare være avhengig av vokseforhold og klima etc. Vi ser at et god anslag på behandlingseffekten N er avhengig av et godt anslag på den uobserverte $f(n,t)$. Det som er tilgjengelig for dette formålet er forløpet til kontrollruten i behandlingsperoden samt at vi kjenner begge ruters forløp i forperioden.
I et blindforsøk er behandlingseffekten kjent lik null, så den øvre heltrukne og den stiplede kurven vil falle sammen. Problemstillingen blir da hvordan best mulig ut ifra forperioden samt forløpet til kontrollruta forutsi forløpet til "behandlingsruta".

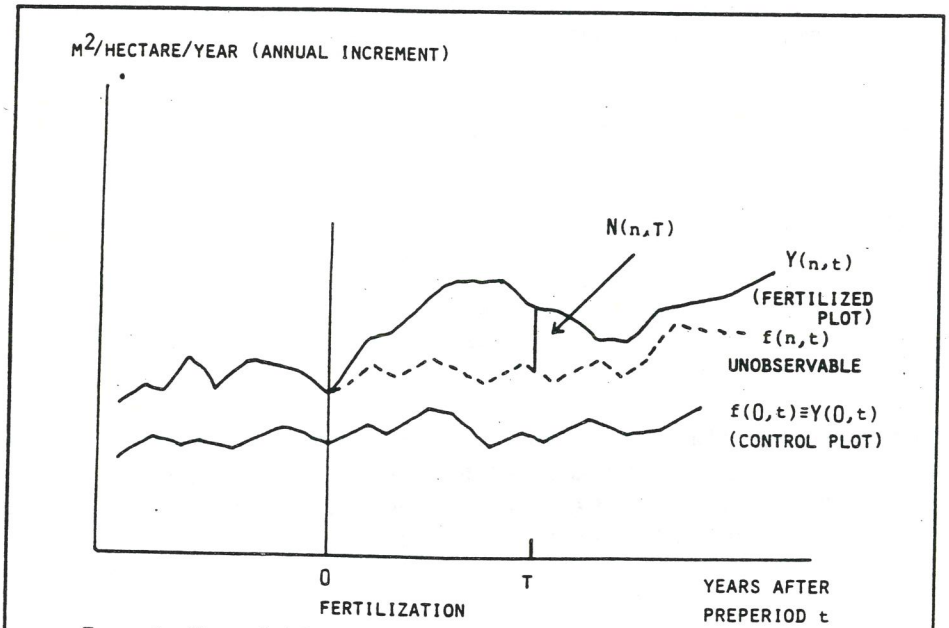


FIGURE 1. Theoretical description of annual increment on a fertilized and control plot.

De ulike estimeringsmetoder.

ANOVA modell. Betrakt følgende estimator av behandlingseffekt.

$$U_{nt} = Y_{nt} - Y_{0t} = N(n,t) + f(n,t) - f(0,t) = N(n,t) + F_t$$

Her blir

$$E\left(U_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(F_t\right)^2$$

Forutsettningen her må være at rutene essensielt har samme vekst. (At kurvene for de to rutene faller sammen, bortsett fra tilfeldig variasjon, dvs. $E(F_t) = 0$.) Det er jo denne forutsetningen som ligger til grunn for en vanlig ANOVA modell, og estimatoren U er nettopp den årlig behandlingskontrasten en får ifra en standard ANOVA analyse

Konstant differansemodell. Her tenker en seg at forløpene for to ubehandlede ruter i samme blokk har en fast differanse. Veksten i forperioden kan da brukes til å estimere denne differansen, slik:

$$C_{nt} = Y_{nt} - Y_{0t} - \left(\overline{Y_{n0}} - \overline{Y_{00}}\right) = N(n,t) + F_t - \overline{F_0}$$

$$E\left(C_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(F_t - \overline{F_0}\right)^2$$

Dette blir en god estimator hvis middeldifferansen i forperioden, $\overline{F_0}$, er et godt anslag på differansen F_t i behandlingsperioden. Dette er rimelig for tidspunkter nær null, men kanskje ikke seinere.

Konstant forholdsmodell. I stedet for en fast differanse kan en tenke seg at det er et fast forhold mellom veksten i de to rutene. Vi får da følgende estimator.

$$R_{nt} = Y_{nt} - Y_{0t}\frac{\overline{Y_{n0}}}{\overline{Y_{00}}} = N(n,t) + f(n,t) - f(0,t)\frac{\overline{f(n,0)}}{f(0,0)}$$

$$E\left(R_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(f(n,t) - f(0,t)\frac{\overline{f(n,0)}}{f(0,0)}\right)^2 =$$

$$= E\left(F_t - \overline{F_0}\frac{f(0,t)}{f(0,0)}\right)^2$$

Regresjonsestimator: Det statistiske svar på disse siste to enkle metodene er en regresjon mellom kontrollflaten som uavhengig variabel og behandlingsflaten som avhengig. Parameterestimeringen skjer i forperioden (som da må ha en minimuslengde, f.eks 10 år), derpå kan en prediktere behandlingsruten i behandlingsperioden. Vi har.

$$f(n,t) = \mu + \beta \cdot f(0,t) + e_t$$

For parameterestimatene som er estimert i forperioden gjelder at

$$\mu^* = \overline{f(n,0)} - \beta^* \cdot \overline{f(0,0)}$$

så vi får

$$REG_{nt} = Y_{nt} - \mu^* - \beta^* \cdot Y_{0t} = N(n,t) +$$
$$f(n,t) - \left(\overline{f(n,0)} - \beta^* \cdot \overline{f(0,0)}\right) - \beta^* \cdot f(0,t)$$

$$E\left(REG_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(F_t - \overline{F_0} + \left(1-\beta^*\right)\left(f(0,t) - \overline{f(0,0)}\right)\right)^2$$

Regresjonskontrasten har "konstant differanse" C og "konstant forhold" R som særtilfelle.

Kovariansestimator. En forbedring av "konstant differanse" er å årlig estimere effekten av justeringen. Tanken her er at forholdene i forperioden kan gi informasjon om forholdene i behandlingsperioden når tidsavtsanden er kort, men i mindre grad når tidsavstanden blir stor. Vi får følgende estimator:

$$COV_{nt} = Y_{nt} - Y_{0t} - \beta_t^*\left(\overline{Y_{n0}} - \overline{Y_{00}}\right) = N(n,t) + F_t - \beta_t^* \cdot \overline{F_0}$$

$$E\left(COV_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(F_t - \beta_t^* \cdot \overline{F_0}\right)^2$$

Dette gir mulighet for en "glatt" overgang fra estimator C til estimator U når t vokser. β_t kan estimeres på ulike måter.

Tidsrekkeestimator. Forskjellen F_t mellom de to rutene antas å følge en AR(1) modell (med ikkenull middell) . Middel og autoregressiv parameter kan estimeres i forperioden, og prosessen kan predikteres i behandlingsperioden. Dette gir

$$AR_{nt} = Y_{nt} - Y_{0t} - \hat{F}_t = N(n,t) + F_t - \left(\left(\beta^*\right)^t\left(F_0 - \overline{F_0}\right) + \overline{F_0}\right)$$

$$E\left(AR_{nt} - N(n,t)\right)^2 = E\left(F_t - \overline{F_0} - \left(\beta^*\right)^t\left(F_0 - \overline{F_0}\right)\right)^2$$

Denne estimatoren konvergerer mot estimatoren C når t vokser. En AR prediksjon vil bare kunne være bedre enn C noen få år fremmover fra år null. (At en bare har 10 år for parameter-estimering gjør at høyere ordens autoregresjon vanskelig lar seg estimere. I en egen undersøkelse er dette vurdert og predisjonsevnen med høyere ordens autoregresjon var ikke særlig bedre enn $AR(1)$.)

Resultater.

Siden blindforsøkenes behandlingsresultat er null, vil den bergenede behandlingseffekten være kun den tilfeldige variasjonen. For hver metode og hver år kan derfor MSE observeres. Den metode som har minst MSE er den metode som er best.

Resultatene fra datagruppe 2 er vist i figur 2. Datagruppen består av 28 uavhengige forsøk, hver $RMSE$ er altså basert på 28 forsøk på å anslå null. Her er forperioden 10 år, så det er mulig å estimere både en regresjonsmodell og en AR(1) modell. Vi ser at metode U har en konstant $RMSE$ uavhengig av år. Det er å vente, siden den bare gjør bruk av data fra det enkelte år. De øvrige metodene har et helt likt bilde, en omtrent halvering av $RMSE$ nær år null, og en økende $RMSE$ med voksende tid. Alle disse metodene bruker data fra forperioden for å korrigere anslaget av veksten i "behandlingsruta". Vi ser at dette gir klar gevinst, men etter som tiden går bidrar ikke lengre denne korreksjonen til et mere presist anslag. Vi ser også at de "enkle" korrigereingene som gjøres av C eller R er like bra som REG og $AR(1)$.

Resultatene fra datagruppe 3 forteller det samme. Her er forperioden kortet inn til 5 år slik at anslagene kan gjøres hele 25 år. Her er det 107 uavhengige forsøk, hver $RMSE$ for hvert år og hver metode består altså av 107 forsøk på å anslå null.

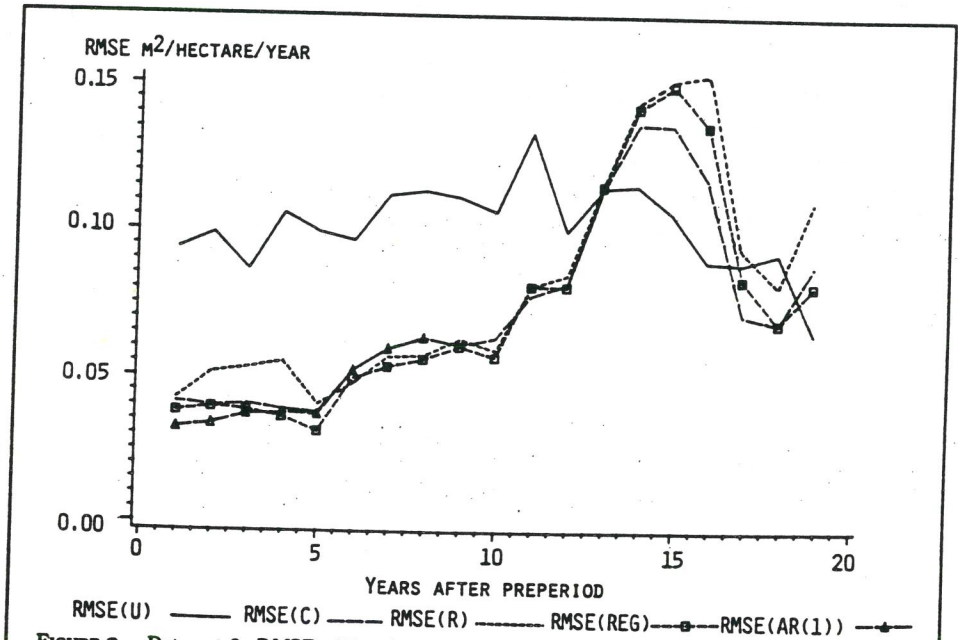


FIGURE 2. Data set 2. *RMSE* of 5 estimators of fertilization response. The preperiod is 10 years. (The estimates are based on 28 trials when year < 11, 19 when year = 12, 11 when year = 16, 6 when year = 18.)

En får en klar forbedring av anslagsfeilen ved å trekke inn opplysninger om vekstforhold fra før forsøket ble satt i gang. En ANOVA analyse gir derfor unødig høy forsøksfeil. Effekten av korrigering avtar etter hvert som tidsavstanden til "korrigeringsdataene" øker. Det er ingen vesentlige forskjeller mellom enkle korrigeringer og mer avanserte.

Forskjellen på metodene er hvordan de forsøker å anslå den veksten som ville ha hver uten behandling. Til dette brukes kontrollruta, samt eventuelt veksten i den behandlede ruta før behandling. Det betyr at forskjellene mellom metodene er uavhengig av om det har hvert noen

behandling eller ikke. Derfor vil rangeringen av metodene forbli uendret i et faktisk behandlet tilfelle (selv om vi ikke lengre er i stand til å direkte måle anslagsfeilen). En kan si at her har en klart å finne den feilen som skylles naturlig variasjon. I et faktisk behandlet tilfelle vil en i tillegg få feilkilder som skylles "samspill" behandling*sted, "lack-of-fit" etc. Men dette er knyttet til variabelen Y_{nt} som inngår på samme additative måte for alle metodene.

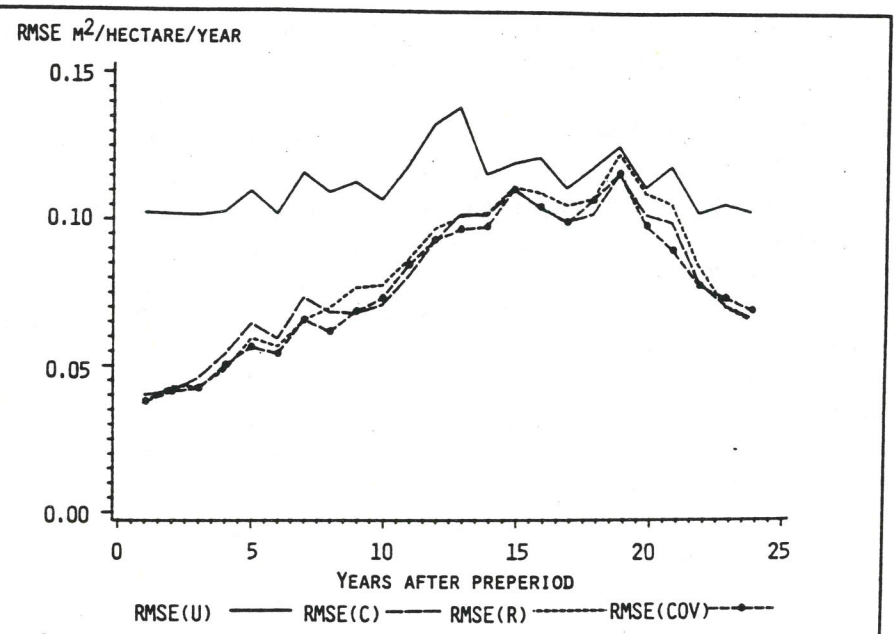


FIGURE 3. Data set 3. *RMSE* of 4 estimators of fertilization response. The preperiod is 5 years. (The estimates are based on 107 trials when year < 10, 90 when year = 15, 61 when year = 20, 21 when year = 24.)

Eddadikt og statistikk. Kommentar til diskusjonen mellom Egede Larsen og Fidjestøl.

Tore Schweder

I TG for desember 1991 svarer Fidjestøl på den kritikken han ble møtt med fra Egede Larsen da han "gjorde forsøk i filologisk statistikk" (Fidjestøl 1989 i Festskrift til Finn Hødnebø, Egede Larsen 1991:TG **8** no. 2, Fidjestøl 1991:TG **8** no. 4). Selv om denne diskusjonen begynner å bli gammel (blant annet fordi redaktøren ba meg vente til Egede Larsen hadde svart Fidjestøl) ønsker jeg å støtte Fidjestøl i hans "forsøk". Jeg håper at han ikke legger statistikken til side selv om han fikk motgang fra Egede Larsen, men at han vil gå videre og at han vil inspirere kollegaer og studenter til tilsvarende forsøk. Det er trolig nok av interessante oppgaver å gripe fatt i.

Det skal et visst mot til hos filologen for å gå inn i vårt fag. Statistikk kan jo fortone seg som et minefelt. Vi statistikere skal passe oss godt for å avfyre alle de minene som "inntrengeren" er i nærheten av. Da blir han jo slaktoffer - og ikke en potensielt verdifull medarbeider. Er det noe som gir vårt fag liv så er det gode problemstillinger fra andre fag. Istedenfor å detonere miner, burde statistikeren møte nykommeren med velvillig imøtekommenhet og prøve å lose han gjennom villniset - slik at han kan få bedre svar på sitt spørsmål enn det han selv trodde var mulig, og kanskje hjelpe til med å stille nye spørsmål.

Problemet til Fidjestøl er interessant. Han har to klasser dikt, skaldediktene og Eddadiktene. Hvert dikt har et antall strofer, n, og et antall fyllord (inholdstom partikkel som *of* eller *um*), X. Skaldediktene kan dateres ut fra den historiske konteksten. La dateringen være t. Skaldediktene gir dermed opphav til en tidskurve, p(t), for den relative hyppigheten av fyllord pr strofe

$$E(X|t) = np(t).$$

La oss se bort fra at p(t) må estimeres, og anta at den er kjent. Oppgaven er å anslå dateringen for et Eddadikt med n strofer og X fyllord.

Fidjestøl brukte opprinnelig en metode basert på "normert avvik", der ikke bare den relative hyppigheten X/n, men også antall strofer ble brukt til å datere diktet. Han fikk dermed et punktestimat for dateringen. Når n er liten er imidlertid usikkerheten stor, og et konfidensintervall kunne kanskje være på sin plass. At usikkerheten er stor når n er lien, fører til at metoden med normerte avvik gir estimater der dateringene for dikt med få strofer blir trukket inn mot en midt-dato. Dette faller Egede Larsen tungt for brystet. Riktignok her Egede Larsen noen gode pong når han kritiserer metoden med normerte avvik, som rett og slett er den vanlige t-observatoren for å teste om diktets fyllordssannsynlighet avviker fra den gjennomsnittlige for alle dikt. Men noen vei framover peker ikke Egede Larsen på.

Fidjestøl etterlyser en bedre metode enn den med normerte avvik han har lært av Charles Muller. Jeg er langt fra noen ekspert på dette området, men jeg forestiller meg at slik

datering skulle kunne gjøres ved hjelp av Bayes-metodikk.

Et Edda-dikt har sikkert andre kjennetegn enn hyppigheten av fyllord og antall strofer. Av ordvalg, billedbruk, rimform osv forestiller jeg meg at filologen vil ha en oppfatning om diktets alder. Jeg antar at han klarer å angi en sannsynlighetstetthet for hans subjektive bedømmelse av diktets dato ut fra disse andre kjennetegnene. La videre f(x|n,t) være sannsynligheten for at et dikt med n strofer skrevet på tidspunkt t har x fyllord. Dette kan for eksempel være Poissonfordelingen med parameter np(t). Ved Bayes formel får en så aposteriorifordelingen for datoen i form av en sannsynlighetstetthet f(t|x,n). Fra aposteriorifordelingen kan en så regne ut et punktestimat, T_n, og eventuelt et intervall.

Om X/n -> P når n vokser vil, som kjent, T_n konvergere mot $p^{-1}(P)$, forutsatt at p er invertibel. Aprioriestimatet basert bare på aprioriforde lingen og ikke på data er T_0. Dette blir en midt-dato. Når n vokser vil, dersom X/n holder seg konstant lik P, T_n bevege seg bort fra T_0 i retning av grenseverdien $p^{-1}(P)$. Det er, etter det jeg forstår, dette fenomenet Egede Larsen ikke liker. En vanskelighet med Bayes-metodikken er at filologen må bestemme seg for aprioriforde lingen. Det bringer inn et subjektivt element som kan være ubesværlig.

Fidjestøl er naturligvis klar over de metodiske vanskene en har med å datere Eddadikt ut fra datering av skaldedikt. Det vesentlige spørsmål er om p(t) er felles for begge dikttypene. Ble de to dikttypene formet i samme tidsperiode? Er språkform og strofestruktur lik for begge typer dersom de ble formet på samme tid? Dette og andre nærliggende spørsmål virker sikkert håpløst naive for Fidjestøl og for de som har lest hans orginalartikkel. Det har dessverre ikke jeg.

Sosialøkonomisk institutt
Postboks 1095 Blindern
Universitetet i Oslo
0317 Oslo

Fra Dagbladet 1. september 1992

SPILLE

UKE 36 Dagbladet

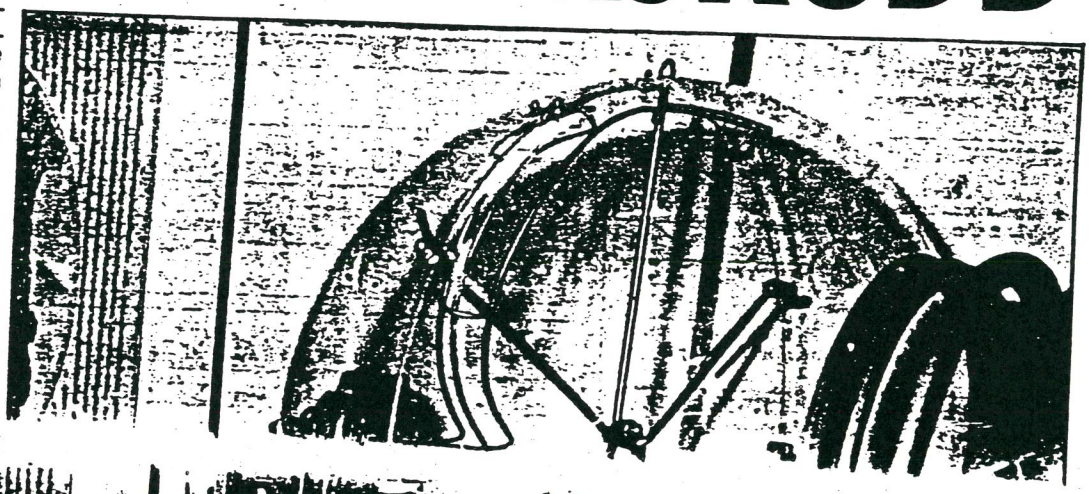
■■ SPILLE-Dagbladet har testet Lotto-systemet Power 7. Resultatet var rimelig bra etter fem ukers forsøk. Neste uke vil vår tippeekspert Morten Sørgård presentere et tippesystem. Sørgård gir råd om hvordan man tipper system og hvorfor denne tippemetoden er bedre enn enkeltrekker eller tilfeldige kuponger.

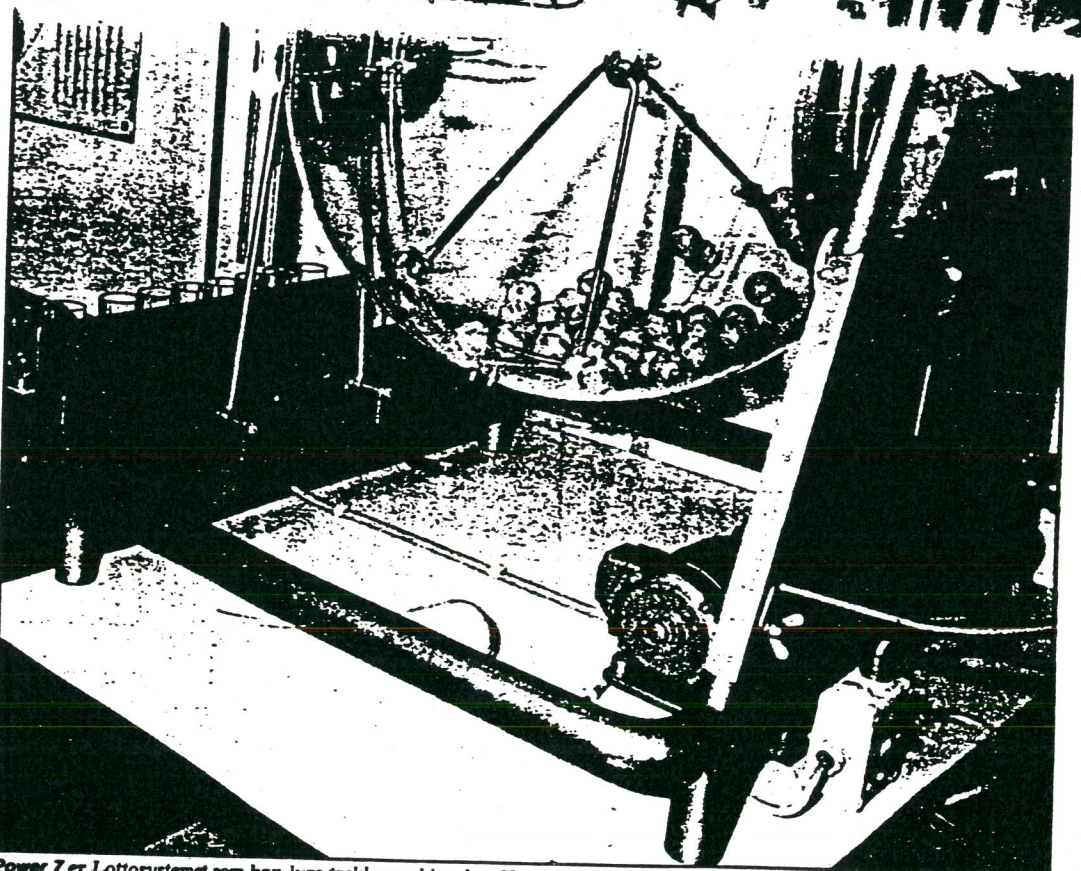
SYSTEMET SOM GIR LOTTO-OVERSKUDD

Av ARVID HOLMLUND

Power 7 heter det nye Lotto-systemet som lurer trekkemaskina hos Norsk Tipping på Hamar. Stryk sju av de 34 tallene og fyll ut kupongen med de 27 gjenstående etter en matematisk formel. Teoretisk skal du gå overskudd etter fem ukers spill.

Å stryke sju av tallene er det samme som å få null rette. Og det skjer ganske ofte.





Power 7 er Lottosystemet som kan lure trekkemaskina hos Norsk Tipping på Hamar. Spiller du for 200–300 kroner i uka, kan dette være systemet for deg. (Foto: Arne V. Hoem).

SPILLE-Dagbladet testet Po-ver 7 i fem uker. Vi hadde et amlet overskudd på 5501 kro-er. Vår gevinst var en sekser, n femmer og sju rekker med fi-e pluss tilleggstall.

Høyeste premie var på 6557 roner..

Power 7 er på 147 enkeltrek-er og fylles ut på 15 kuponger. nnleveringspris er 294 kroner i ka.

ngen premiegaranti

Det er trondheimsmannen dd Landevåg som har konstru-t systemet som er helt uten emiegaranti.

– Lotto er flaks, og det er ikke ulig å gi premiegaranti. Styrer unna de sju tallene, har du 91 prosent sjanse for fullklaff. pper du ei tilfeldig Lotto-rek-, er sjansen 0,00001 prosent å vinne hovedgevinsten. I så åte er systemet bedre enn til-dig tipping, sier Odd Lande-g.

Den eneste garantien Power 7 er følgende: Hvis du i løpet en femukers periode styrer na de sju tallene som hver e strykes, og ikke har over-dd, refunderes innsatsen.

– Holder det med et system n premiegaranti?

– 10 000 nordmenn fikk sjan-til å teste systemet. Over tu-har gitt tilbakemelding. Fire vunnet over 70 000 kroner seks rette pluss tilleggstall. lag hundre har hatt seks ret-ller lavere premier. Blant de n har svart, har 10 prosent t med overskudd, påstår Odd ndevåg.

verskudd

ats ikke på å bli millionær på ll. Gå med overskudd.

så måte er SPILLE-Dagbla-s erfaringer med Power 7 go-I to av fem testuker greide styre unna sju tall. Premie lde vi i tre av ukene. I en av leomgangene fikk vi inn ett le sju tallene, men fikk likevel seks rette. Dette var den eneste av de fem ukene hvor premien var høyere enn innsatsen. Til gjengjeld var premien på over 6500 kroner. Dermed kom vi ut med et totalt overskudd i testperioden.

Må ha seks

I og med at Power 7 koster 294 kroner å levere inn, er du avhengig av seks rette for å få overskudd. Femmere og fire pluss tilleggstall dekker ikke innsatsen. Men får du en sekser cirka hver tiende uke, får du ikke tapt penger.

Til tross for at vi bommet på ett tall, fikk vi seks rette i en av testukene. Hadde vi styrt unna ett av de sju tallene vi kuttet ut, kunne vår gevinst like gjerne inneholdt sju rette.

Trekkemaskina på Hamar er uforutsigbar. Men er du blant de som satser 200–300 kroner i uka på Lotto, kan Power 7 være systemet for deg.

UNIVERSITETET I OSLO

Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet

Eksamen i:	ST 001 — Allmenn statistikk.
Eksamensdag:	Onsdag 25. november 1992.
Tid for eksamen:	09.00 – 15.00.
Oppgavesettet er på 5 sider.	
Vedlegg:	4 tabeller fra læreboka.
Tillatte hjelpemidler:	Formelsamling for ST 001, lommeregner.

Kontroller at oppgavesettet er komplett
før du begynner å besvare spørsmålene.

Oppgave 1.

I september kunne man lese følgende i Dagbladet: "Power 7 heter det nye Lotto-systemet som lurer trekkemaskinen hos Norsk Tipping på Hamar. Stryk sju av de 34 tallene og fyll ut kupongen med de 27 gjenstående etter en matematisk formel. Teoretisk skal du gå overskudd etter 5 ukers spill."

En lottokupong inneholder tall fra 1 til og med 34. Når man tipper en enkelt rekke, krysser man av 7 av disse tallene. Ved trekning av ukens lotto-rekke, trekkes 7 tall uten tilbakelegging tilfeldig ut. I tillegg trekkes 2 såkalte tilleggstall. Premier utbetales for

7 rette
6 rette og 1 tilleggstall (minst)
6 rette
5 rette
4 rette og 1 tilleggstall (minst).

Vi antar at man tipper en enkelt rekke.

a) Hva er sannsynligheten for å få 7 rette?

b) Hva er sannsynligheten for å få 6 rette og ett tilleggstall?

"Hemmeligheten" med Power 7 er å eliminere 7 tall som ikke trekkes ut og deretter tippe riktig blant de 27 resterende.

c) Hva er sannsynligheten for å klare å gjette 7 av de 27 tallene som ikke trekkes ut?

d) Gitt at du faktisk klarer å gjette 7 av tallene som ikke trekkes ut, hva er sannsynligheten for å få 7 rette blant de resterende 27 tallene?

Sannsynligheten i d) blir større enn i a). Dette kan gi inntrykk av at Power 7 "virker".

e) Forklar hvorfor dette ikke betyr at Power 7 "virker". Vis at sannsynligheten for å få 7 rette i virkeligheten ikke er endret.

SPILLE-Dagbladet har "gode erfaringer" med Power 7. I to av fem testuker greide de å styre unna sju tall. La X være antall uker (av 5 testuker) en styrer unna 7 tall.

f) Finn fordelingen til X.

Hva slags fordeling er dette?

Hva er forventningen til X?

Oppgaven er laget av Eva Skovlund. *Red.*

Dagbladet 27. november 1992 -

Løpende risiko

Husker du Power 7? Lotto-systemet som lurer maskinen på Hamar, og garanterer deg gevinst på visse betingelser. Denne uka hadde landets framtidige matematikere systemet til eksamen. Og systemet strøk.

Lotto er vårt alles spill, og en veiledning i jakten på pengene har naturligvis behørig spalteplass.

Redaktør Stein B. Hauglid i Dagens Næringsliv, formodentlig en fyr som har greie på tall, konkluderte forleden i en artikkel på avisas lederside, at Dagbladets service antakelig er den beste.

Dagbladet har solide statistikker, pokker til formtall (følg med 7 i ettermiddag!), og jaggu kunne vi ikke fortelle hvordan du skulle få satt galskapen i system: Power 7.

Men onsdag falt alt i grus.

Fiffig

Power 7 var oppgave nummer 1 i en eksamen i allmenn statistikk ved Universitetet i Oslo, og med hjelp av en formelsamling og lommeregner skulle alt på bordet.

Det gikk bra for studentene, og litt mindre bra for systemet. Clouet ved Power 7 skulle være at du ved å eliminere sju tall som ikke trekkes ut, har en smellfeit sjanse til litt pluss i løpet av fem uker.

Fiffige saker, kunne man tro – inntil fasiten kom.

Ut av et sammensurium av X-er og P-er, parenteser og brøkstreker kom svaret: 1/5379616.

Det var dårlig nytt – for tallet er det samme som sannsynligheten for sju rette om du tipper i vilden sky blant de 34 på kupongen.

Vinnersjansen var én på femmillionertrehundreogsøttinitusensekshundreogseksten, og da kan du nesten like gjerne kjøpe aksjer i en forretningsbank.

Ve og vel

Farvel til Power 7. Nå stoler vi helt og holdent på formeldingene, og de beretter altså at 7 (uten Power) har vært jevnheten selv det siste halvåret.

Ingen plass for tilfeldigheter – dette kan ekspertisen som gransker statistikkene.

Ekspertene har innside-meldingene fra lotto-Kjell på Hamar om fargen på ukas kuler (det finnes tre sorter, redaktør Hauglid), og har hentet fram listene med resultater fra de gangene det har vært hvite kuler som har bestemt vårt ve og vel eller endelikt.

Bøker på gang

I sommer medga en gammel venn at han har studert ukas lykketall hver bidige tirsdag i flere år. Hver uke har han møtt det utvalgte siffer og den tilhørende analysen med stigende forbløffelse.

Som forfatter av yrke har han bestemt seg for å begå en roman om vår Westerlund – mannen bak lykketallene.

Den kommer nok snart, og mer skal det bli – særlig for dem som ikke lar seg avspise med fri diktning.

Redaktør Hauglid undret seg i petiten over hva avisenes undersøkende journalister kan stelle til med lottotallene, og mon ikke jula er reddet for redaktøren.

For snart kommer den: «Løpende risiko. Bind 2. Kulene - kupongene - kronene».

FOTNOTE: Har du ikke lenger ukas SPILLE-Dagbladet for hånden, så vit at dette er tallene vi heier på i ettermiddag: 7-17-22-25-26-32-33. Måtte de beste tallene vinne.

Peter Raaum

Aftenposten
Torsdag 4. mars 1993

Reklamekampanje for Lotto stanses

Du blir ikke raskere Lotto-millionær ved å spille system. Enkle rekker gjør samme nytten, bare det er like mange rekker.

ELSE BRUDEVOLD

Med øyeblikkelig virkning har tippefolket på Hamar stoppet millionkampanjen som er utformet av reklamebyrået New Deal, og beklager at de har gått over streken. Et brev fra Forbrukerombudet har satt fingeren på overtrampet, som fremstiller system-Lotto som veien til glitrende millioner.

– Det finnes intet system som forbedrer muligheten for å få syv rette i Lotto, så lenge det tippes forskjellige rekker, sier førstekonsulent Arve Blomberg Nilsen hos Forbrukerombudet. I årevis har ombudet kjempet mot useriøse firmaer som har markedsført såkalte geniale systemer, og nå slutter til og med Norsk Tipping seg til rekkene.

– Dypt beklagelig, bekrefter førstekonsulenten.



***STOPPET:** Denne annonsen er stoppet med øyeblikkelig virkning, fordi den ikke holder mål. Kampanjebrosjyren er også trukket tilbake.*

Også Matematisk institutt ved Universitetet på Blindern rasler med sablene, for deres matematiske superhjerner har forlengst oppdaget lureriet og gitt Hamar beskjed.

Markedsdirektør Tore Tangen i Norsk Tipping innrømmer at selskapet ikke har vært flinke nok og kritiske nok.

Satser du likevel én rekke på Lotto lørdag, er sjansene én til 5 379 616 for å få syv rette – og hvem vet.

INNKAST

Aftenposten
Onsdag 20. januar 1993

Frykt og statistikk

Gårsdagens møte i Sømna på Helgeland mellom konstituert helsedirektør Anne Alvik, fremtredende krefteksperter og lokalbefolkningen er et varsel om at tonen, og spesielt lederstilen, er lagt noe om i Helsedirektoratet. Det er meget rosverdig.

Folk i Helgelandskommunen er oppskaket over det de mener er et urovekkende høyt antall krefttilfeller. De setter dem i forbindelse med at Sømna fikk en av de høyeste nedfallsdoser etter Tsjernobyl-ulykken for snart syv år siden. Helsemyndighetene mener at dette ikke er sannsynlig, kanskje ikke engang tenkelig. Under enhver omstendighet er det ikke bevist.

— Men vi tar befolkningens frykt alvorlig og vil gjerne drøfte spørsmålene med dem, sa dr. Alvik.

At angst kan være sykdomsutløsende og sykdomsforverrende, er velkjent både av leg og lærd. Det er derfor det er grunn til å snakke sammen.

Det kan være grunn til noe mer. Det var en tuslete liten bestemor i den lille byen St. George i Utah i USA som begynte å føre statistikk over krefttilfellene der. Hun syntes det ble så mange. Atomekspertene, som foresto prøvene i Nevadaørkenen, lo av henne. Men de hadde aldri sprengt når det var nordavind, for da kunne nedfallet bli ført mot Las Vegas, som var en storby. Når det blåste fra vest, derimot, var det «bare» St. George som fikk det. Der bodde det ikke så mange. Medisinerne avviste også tanken på at det kunne være en sammenheng. Ikke før i begynnelsen av 1980-årene fikk hun medhold. Ofrene fikk erstatning. De gjenlevende.

Man behøver eksperter. Men av og til behøver man også å trekke deres utsagn i tvil, spesielt når de blir påfallende skråsikre. Dessuten ligner mange av dem så mye på oss vanlige mennesker at det hender de dekker over sin tvil med å være ekstra bombastiske.

Vi skal ikke ha sagt det om Johan Baarli, tidligere direktør for Statens Institutt for Strålehygiene, etter hans kronikk i Aftenposten i går. Men etter Tsjernobyl var instituttet meget raskt ute med forsikringer om at nedfallet her ikke var farlig. Troverdigheten, og det på høyt regjeringshold, ble noe medtatt da man oppdaget at enkelte av instituttets ansatte holdt sine barn hjemme fra barnehaven i de dage. Antagelig var det ikke nødvendig. Men de — eller kanskje det var deres hustruer — tok altså sin frykt alvorlig. Ingen har rett til å fortenke dem i det.

Informasjon om disse ting er like viktig som vanskelig. Og ved reaktoren på Kjeller bør man snarest skaffe seg et kurs i informasjonshåndtering, etter at det i går ble kjent at det var en lekkasje i forskningsreaktoren der for ni måneder siden. Det er mye å lære.

Blant annet er det noe med definisjonen av ordet «farlig.» Hvis man får en overhyppighet på f.eks. 50 krefttilfeller i året som følge av radioaktiv forurensning, er det statistisk sett svært lite, ja, faktisk «ufarlig.» Men for den som rammes, og for hans eller hennes familie, er risikoen 100 prosent.

Det har eksperter så lett for å glemme. Det virker som det ikke inngår i pensum at enkelte forhold egner seg dårlig for statistikk. Kanskje burde det det.

PER EGIL HEGGE

Påminnelse om

DET 7. NORSKE STATISTIKERMØTET, USTAOSET 14.–16. JUNI 1993

Det 7. norske statistikermøtet vil bli arrangert på Ustaoset Høyfjellshotell 14.–16. juni 1993. Programkomiteen består av:

Ørnulf Borgan, UiO
Liv Høyland, NTH
Jostein Paulsen, UiB

Arrangementskomiteen består av styret for statistisk forenings lokallag i Bergen. Spørsmål angående faglig program kan stilles til:

Jostein Paulsen, tlf. 05212886, epost: jostein@mi.uib.no

Andre spørsmål kan rettes til medlem av arrangementskomiteen

Hans J. Skaug, tlf. 05212875, epost: skaug@mi.uib.no

Foreløpig program

Mandag 14.juni

13.00–15.00	Registrering og lunsj.	
15.00–17.00	Per Mykland, University of Chicago	Simulering med Markov-kjeder.
18.00–19.00	Middag.	
19.00–21.00	Årsmøte.	

Tirsdag 15.juni

Tema: Estimeringsteori.

9.00–9.25	Hans J. Skaug, UiB	Ikke parametrisk funksjonalestimering med anvendelse på testing av uavhengighet.
9.25–9.50	Sven O. Samuelsen, UiO	Pseudolikelihood for nested casecontrol studier.
9.50–10.15	Hans A. Karlsen, UiB	Ikke stasjonær estimering i ikkestasjonære tidsrekker.
10.15–10.30	Kaffe	
10.30–12.30	Bernt Øksendal, UiO	Noen anvendelser av stokastisk analyse i økonomi.
12.30–16.00	Lunsj	

Tema: Statistisk billedbehandling.

16.00–16.30	Lars Ødegård, NTH	Optimal fokusering i medisinsk ultralyd v.h.a. statistiske metoder.
16.30–17.00	Ingrid Glad, NTH	Bayesiansk rekonstruksjon og syntetisering av MR bilder.
17.00–17.30	Geir Storvik, Norsk Regnesentral	Statistiske metoder i medisinsk billedbehandling.
17.30–18.00	Håvard Rue, NTH	Korrigering av grupperte feil-klassifikasjoner i Bayesiansk billedanalyse.

Onsdag 16. juni

Tema: Medisinsk statistikk

9.00–9.25	Rolv T. Lie, SMIS UiB	Medisinsk fødselsregister. Kan et lokalt tilleggsregister forbedre estimeringen av forekomsten av en medfødt misdannelse?
9.25–9.50	Per H. Zahl, SMS UiO	Langtidsoverlevelse av kreftpasienter.
9.50–10.15	Trond Riise, SMIS UiB	Tittel ikke klar.
10.15–10.30	Kaffe	
10.30–12.30	Tore Schweder, Inst. for Øk. UiO	Maksimum simulert likelihood på bestandsestimering av vågeval.
12.30–15.00	Lunsj og pakking	

Tema: Generelle statistiske problemer

15.00–15.30	Henrik Dahl, ADH	Undervisning av varians.
15.30–16.00	Jan H. Aarseth, Mat.inst. UiB	Statistiske strategier for kunnskaps-baserte system - finnes de? Erfaringer med et regelsett for logistisk regresjon i Express.
16.00–16.30	Tor Egeland og Alfhild L. Eide, 1)	Forsøksplanlegging og historietilpasning.
16.30–17.00	Johan Heldal, Statistisk Sentralbyrå	Anvendelse av den multinomiske logit modellen på valgundersøkelsen 1989.

1) Norsk Regnesentral

Praktiske opplysninger

Ustaoset ligger på Hardangervidden og har gode togforbindelser med Oslo og Bergen. Ustaoset Høyfjellshotell ligger i gangavstand fra jernbanestasjonen. Pris for kost og losji er ca kr 2000 (2 døgn samt en ekstra lunsj). Studenter kan overnatte på Ustakvil til halv pris. Dette er et pensjonat som drives av hotellet og har beliggenhet like ved dette. Ved påmelding til møtet ordnes det med bestilling av hotellrom. Ved avbestilling etter 4. juni må deltakeren betale 55% av pensjonsprisen. Møtedeltagerene kan få rabatt på toget (se påmeldingskjemaet). Reisen t/r koster da ca kr 200 (både fra Bergen og Oslo).

Påmelding

Påmelding til det 7. norske statistikermøtet skjer ved innbetaling av konferanseavgift til

Bankkontonr. 5231.05.07849
Marit Olsbø Holen
Ole Viks gate 9
5006 Bergen

og at påmeldingskjemaet fylles ut og sendes til adressen over. Påmeldingsfrist er **1. mai.**
Konferanseavgiften (inkluderer festmiddag på hotellet) er

kr 400.– betalt før 1. mai
kr 600.– betalt etter 1. mai

Påmeldingskjema:

Påmelding til det 7. norske statistikermøtet på Ustaoset.

- ☐ ønsker overnatting på hotellet
- ☐ ønsker overnatting på pensjonatet
- ☐ ønsker togbillett t/r Bergen inkludert
- ☐ ønsker togbillett t/r Oslo inkludert
- ☐ ønsker ikke inkludert togbillett

Navn:
Adresse:
Postnummer:

Alternativt kan påmeldingen skje pr. elektronisk post til skaug@mi.uib.no, med samme innhold som påmeldingskjemaet.

VELKOMMEN!

49th SESSION OF THE INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE

Firenze
August 25 - September 2, 1993

49th Session of the International Statistical Institute
August 25 - September 2, 1993

Registration Form

Please complete and return this Form by *June 1, 1993* to:

Administrative and Technical Secretariat ISI-Firenze '93
c/o CMO - NEWTOURS
Via Guido Monaco, 20
50144 FIRENZE, Italy
Fax: +39 55 36 69 69 - Tel.: +39 55 33 35 05

Personal Information

Family Name (Prof., Dr., Mr., Ms.): .....

Given or first name: .....

Complete Mailing Address (including ZIP Code): .....

.....

.....

Country: ..... Nationality: .....

Phone (institution): ..... Phone (home): .....

FAX: ..... e-Mail: .....

Remarks: .....

.....

.....

Please indicate any membership of ISI and its sections: .....

.....

Accompanying person(s)

	Family name	Given name	Sex	Age
1)	.....	.....	.....	.....
2)	.....	.....	.....	.....
3)	.....	.....	.....	.....
4)	.....	.....	.....	.....

A) Registration fees

a) Participant

Member of the ISI, organiser, author or discussant of invited paper n°: .....

- ❑ Ordinary fee - By June 1, 1993 — ITL.: 250,000
- ❑ Ordinary fee - After June 1, 1993 — ITL.: 300,000
- ❑ Reduced fee - By June 1, 1993 — ITL.: 150,000
- ❑ Reduced fee - After June 1, 1993 — ITL.: 180,000

Member of the ISI section: ..... non member of ISI.

- ❑ Ordinary fee - By June 1, 1993 — ITL.: 270,000
- ❑ Ordinary fee - After June 1, 1993 — ITL.: 320,000
- ❑ Reduced fee - By June 1, 1993 — ITL.: 170,000
- ❑ Reduced fee - After June 1, 1993 — ITL.: 200,000

Other participant

- ❑ Ordinary fee - By June 1, 1993 — ITL.: 320,000
- ❑ Ordinary fee - After June 1, 1993 — ITL.: 370,000
- ❑ Reduced fee - By June 1, 1993 — ITL.: 220,000
- ❑ Reduced fee - After June 1, 1993 — ITL.: 250,000

b) Accompanying person

- ❑ By June 1, 1993 — ITL.: 100,000
- ❑ After June 1, 1993 — ITL.: 130,000

c) Amount of fees

Participant fee — ITL.: .....

Accompanying persons N° ..... x ITL. ..... each — ITL.: .....

TOTAL A: ITL. .....

B) Social program

- ❑ I will attend the Welcoming Reception — N° of pers.: ..... (FREE).
- ❑ I will attend the concert — N° of pers.: ..... (FREE).
- ❑ Farewell party — ITL. 70,000 x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Verona/Venezia (August 28th and 29th) — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Pisa (August 28th afternoon) — ITL. 120,000 x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Siena, S.Gimignano (August 29th) — ITL. 95,000 x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Medici Villas (August 29th) — ITL. 105,000 x N° of pers.: ..... ITL.: .....

TOTAL B: ITL. .....

C) Accompanying person's program

Codes, prices and dates of excursions may be find in the Bulletin
(please indicate the number and if necessary the letter).

- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Excursion n° ..... ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....

TOTAL C: ITL. .....

D) Tours before and after the Session

Prices, and dates of tours may be find in the Bulletin.

a) Before the Session

- ❑ Unknown Tuscany — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Tour of Sicily — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Rome, Naples, ... — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....

b) After the Session

- ❑ Unknown Tuscany — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Tour of Sicily — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....
- ❑ Rome, Naples, ... — ITL. ..... x N° of pers.: ..... ITL.: .....

TOTAL D: ITL. .....

E) Hotel reservation

Arrival date at the hotel: day ..... month 1993
Departure date from the hotel: day ..... month 1993
Deposit to be forwarded (price in Italian Lire; the deposit is equivalent at one night):

5-stars
- ❑ Single ITL. 250,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....
- ❑ Double ITL. 310,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....

4-stars
- ❑ Single ITL. 135,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....
- ❑ Double ITL. 190,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....

3-stars
- ❑ Single ITL. 90,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....
- ❑ Double ITL. 150,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....

2-stars
- ❑ Single ITL. 60,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....
- ❑ Double ITL. 100,000 x N° of rooms: ..... ITL.: .....

economy
- ❑ (price p. p.) ITL. 30,000 x N° of beds: ..... ITL.: .....

For particular request, please, fax or phone to CMO - NEW TOURS.

TOTAL E: ITL. .....

F) Lunches

- ❑ Lunch of August 26th: N° ..... x ITL. 15,000 = ITL.: .....
- ❑ Lunch of August 27th: N° ..... x ITL. 15,000 = ITL.: .....

TOTAL F: ITL. .....

G) Satellite Meetings

Persons interested in Satellite Meeting are asked to return the specific form attached to the brochure inserted in the Bulletin.

- ❑ Satellite meeting in Perugia ITL. 80,000
- ❑ Satellite meeting in Siena ITL. 180,000

TOTAL G: ITL. .....

H) Short Courses in Padua

Persons interested in short courses in Padova are asked to return the specific form attached to the brochure inserted in the Bulletin.
The payment can be made in ITL using this registration form or in US$ using the form attached to the brochure.

Ordinary fee: one course ITL. 525,000; two courses ITL. 675,000; three courses ITL. 750,000
Reduced fee: one course ITL. 450,000; two courses ITL. 525,000; three courses ITL. 600,000
Student fee: one course ITL. 225,000; two courses ITL. 300,000; three courses ITL. 337,500

TOTAL H: ITL. .....

GENERAL TOTAL (A+B+C+D+E+F+G+H): ITL. .....

The payment should be made in ITL. (Italian Lire) in one of the following forms:
- ❑ I enclose a Personal or Bank cashier's cheque made out to CMO
- ❑ I enclose a Bank transfer to Cassa di Risparmio di Firenze - Agenzia 8 - Via il Prato, 2, Firenze, account 11164/00
- ❑ I enclose the appropriate amount of Unesco coupons
- ❑ I authorize the debit of my credit card.

When paying by credit card, please provide the following information:

I authorise the debit of my credit card:

- ❑ American Express
- ❑ Visa
- ❑ Diners
- ❑ Eurocard (Master Card)

Card number: ..... Expiration date: .....

for the amount of ITL.: .....

Date:..... Signature: .....

Comments, if any: .....

.....

Date: ..... Signature: .....

8SCIA

8 SCIA

TROMSØ

Preliminary Programme
Version January 1993

The 8th
Scandinavian
Conference on
Image Analysis

IAPR

May 25-28, 1993
University of Tromsø
Norway

Invitation to the 8th SCIA

The 8th Scandinavian Conference on Image Analysis will be arranged by the Norwegian Society for Image Processing and Pattern Recognition (NOBIM) and sponsored by the *International Association for Pattern Recognition* (IAPR). The conference will be held in Tromsø from 25th-28th May 1993. Tromsø, located at latitude 69°40′ N, is Northern Norway's centre for administration and education.

About the Programme

The scientific programme runs over four days and includes 6 invited speakers, 29 sessions in three parallell tracks with 127 contributed papers and 4 poster sessions with 44 contributions. The conference covers the following topics:

- ◇ Image Processing and Analysis
- ◇ Pattern Recognition
- ◇ Computer Vision
- ◇ Parallel Algorithms and Architectures
- ◇ Neural Nets
- ◇ Matching Methods
- ◇ Image Compression
- ◇ Remote Sensing
- ◇ Medical and Biological Applications
- ◇ Industrial Applications

Conference Language

The official language of the conference is English.

Invited Talks and Speakers

Technology transfer of computer vision
Professor Ralph Gonzalez
University of Tennessee, Knoxville

Range Imaging
Professor Anil K. Jain
Michigan State University

Robotics
Dr. Judd Jones
Oak Ridge National Laboratory

Image Compression
Professor Tor Ramstad
University of Trondheim

Statistical Methods
Professor J. Kittler
University of Surrey

Matching Methods
Professor A. Sanfeliu
Polytechnic University of Catalonia

Workshop

In connection with the conference, a workshop on contextual methods in pattern recognition will be arranged on monday 24th by IAPR TC1. For further information concerning the workshop contact Torfinn Taxt, Chairman TC1, Univ. of Bergen, N–5000 Bergen, Norway.
Phone: +47-5-206334
Fax: +47-5-206360
E-mail: Torfinn.Taxt@cc.uib.no

Registration Information

The registration fee will be 3500 NOK before 15th March 1993, and 4000 NOK thereafter. The fee covers proceedings, entrance to all oral and poster sessions, exhibition, lunches and coffee breaks, get-together party, reception and banquet. Fees for accompanying persons are presented in the registration form.
All payments must be made payable in Norwegian Kroner (NOK) by SWIFT to "XIANNOKKTRM" or Bank Giro Service at Bank Account: 6420 05 13353, "SAS Conference FORUT", Christiania Bank og Kreditkasse (Private cheques will not be accepted.) or by the following credit cards: VISA, Mastercard, Eurocard, Diners, Access, American Express. Please note: For payment with SWIFT and Bank Giro Service made from abroad, please add banking fee of NOK 60,-. Please remember to state 8SCIA and your name on all money transfers!

Cancellation of Registration

The registration fee after deduction of a handling charge of 200 NOK will be refunded upon written or cabled notice of cancellation by May 1 (the refund will be made after the conference). After May 1 no refund can be made. All printed conference documents relevant to the registration will, however, be forwarded to persons who forfeit their registration fee.

Registration and Information

The Conference Secretariat will be available all four days of the conference for registration and information.
May 24th, 1600:2000, in the SAS Hotel.
May 25th-28th at the University.

Exhibition

An exhibition of relevant literature will be arranged. Publishers are invited to exhibit their products. A visit to local companies and institutions involved in the field (mostly remote sensing) will be arranged.

Accommodation

Reservation for hotel accommodation can be made on the registration form. The 8SCIA Conference Secretariat at SAS Luftreisebyrå, att. Bodil Lauritsen, will provide hotel accommodation for the participants.
Rooms are available for participants at the following hotels:

	Single	Double
SAS Royal Hotel*	1190,-	1390,-
Grand Nordic Hotel*	1015,-	1175,-
With Home Hotel	975,-	1085,-
SAGA Hotel	870,-	1045,-
Polar Hotel*	680,-	800,-
Tromsø Hotel*	680,-	800,-
Skipperhuset Pension	330,-	410,-
Hotel Nord	300,-	400,-
Private Accommodation	150,-	200,-

* Reduced weekend rates available (All prices per room per night).

Social Events

Monday, May 24th: Get-together party. (included in the conference fee for delegates, NOK 150,- for accompanying persons)

Tuesday, May 25th: Fishing trip. The tour will last for 5-6 hours and hopefully the midnight sun will visit us. On board the boat there will be music, food and drink by choice. We bring fishing rods and it will be possible to have our own fish prepared on board. (NOK 400,-)
Spouse programme: Visit by cable car to Storsteinen 420 meters above sea level, visit to the Arctic Cathedral, and visit to Tromsø Museum. (NOK 205,-)

Wednesday, May 26th: Night charter to Longyearbyen, Svalbard. Svalbard consists of three arctic islands that lie between 74° and 81°N. Two-thirds of the 63 000 square kilometres surface is covered by glaciers. Longyearbyen, the administrative centre of Svalbard, is located 1200 km above the Arctic circle and 1300 km from the North Pole at 78° 15 N - 10° 35 E. The total settlement on Svalbard is 1100 Norwegians and 2500 from the former Soviet Union. The main (Norwegian) settlement is Longyearbyen (1050 inh.) with airport and all facilities a modern settlement requires. The tour requires a minimum number of participants to be accomplished. (NOK 1750,-)
Spouse programme: Visit to a fishfarm in the surroundings of Tromsø. (NOK 170,-)

Thursday, May 27th: Banquet. (Included in the conference fee for delegates, accompanying persons NOK 500,-)
Spouse programme: Visit to the Northern Lights Planetarium and the Polar Museum. (NOK 180,-)
The spouse programs need a minimum of 15 participants to be arranged.

Post conference tours with visit to Lyngen or Finnmark and North Cape will also be arranged. For more information about the social program and the post conference tours see the registration form and information included with the registration form.

Weather and Dress

The weather in Tromsø in late May can be everything from 24 hour sunshine with a maximum temperature of 20°C to snowstorms with temperatures below freezing. It is therefore recommended to bring some warmer clothes.

Local Information

Tromsø, located at nearly 70° North, is Northern Norway's centre for administration and education. The population is approximately 50 000. In Tromsø you can take part in many activities from mountaineering in the midnight sun to late night fun in international restaurants and bars. An afternoon local beer in the Beerhall of the world's northernmost brewery is also recommended. More information about the city is included with the registration form.

The 8th Scandinavian Conference on Image Analysis (8SCIA) will be held at the university campus at the world's northernmost university. There will be conference buses going to the campus from within walking distances of all the hotels. More detailed information about the locations and transport will be available at the conference hotels.

Travel Information

Tromsø Airport at Langnes is only 7-8 minutes drive from the centre of Tromsø. The travelling distance from Oslo is 1 hr 40 minutes.
SAS Conference Support Tromsø offers airticket services for the conference. In addition to all standard terms full and reduced fare tickets from Europe and overseas, (reduced fares require that you stay in Scandinavia the night between Saturday and Sunday), we can offer additional conference fares for SAS flights from SAS destinations within Scandinavia, and reduced fares on Norwegian domestic flights. If you want to make use of this service please contact Bodil Lauritsen at the Conference Secretariat.

CONFERENCE AT A GLANCE

Monday, May 24 1993

	1600:2000	Registration at the SAS hotel
		Get-together-party

Tuesday, May 25 1993

	0915:0930	Opening Session		
	0930:1030	Invited speaker: Professor R.C. Gonzalez *Technology transfer of computer vision*		
	1045:1120	Coffee break		
	1045:1700	Registration at the University		
1.A	1120:1300	Stereo/3D Vision	Object Recogn.	Hough Methods
	1300:1400	Lunch		
1.B	1400:1520	Motion/Sequences	Image Processing	Medical/Biological
	1520:1540	Coffee break		
1.C	1540:1700	Segmentation	Architect./Systems	Robotics
	1700:1715	Transportation *		
		Boat/fishing trip		

Wednesday, May 26 1993

	0830:0930	Invited speaker: Professor A. Sanfeliu. *Matching Methods*		
	0930:1030	Invited speaker: Dr. J. Jones. *Robotics*		
	1045:1120	Coffee break		
2.A	1120:1300	Matching	Stereo/3D Vision	Medical
	1300:1400	Lunch		
2.B	1400:1520	Motion	Neural Nets	Poster 1
	1520:1540	Coffee break		
2.C	1540:1700	Industrial Apps.	Remote Sensing	Poster 2
	1700:1715	Transportation *		
		Spitzbergen sightseeing		

CONFERENCE AT A GLANCE

Thursday, May 27 1993

	0830:0930	Invited speaker: Professor J. Kittler. *Statistical Methods*		
	0930:1030	Invited speaker: Professor A.K. Jain. *Range Imaging*		
	1045:1120	Coffee break		
3.A	1120:1300	Texture	Scale Space Filtering	Range Images
	1300:1400	Lunch		
3.B	1400:1520	Motion	Statistical Methods	Image Processing
	1520:1540	Coffee break		
3.C	1540:1700	3D Vision	Segmentation	Motion
	1700:1715	Transportation *		
		Conference Banquet		

Friday, May 28 1993

	0930:1030	Invited speaker: Professor T. Ramstad. *Image Compression*		
	1045:1120	Coffee break		
4.A	1120:1300	3D Vision	Shape	Poster 3
	1300:1400	Lunch		
4.B	1400:1520	Symbol Recognition	Compression	Poster 4
	1520:1540	Coffee break		
	1540:1600	Transportation *		
	1600	END OF CONFERENCE		

*Parallell sessions will be held at the University Campus. If there are more than 250 participants the plenary sessions will be held in the centre of Tromsø, otherwise at the University. Bus transportation in the morning will therefore take place either before or after the plenary sessions.

Registration form

The 8th Scandinavian Conference on Image Analysis, 8SCIA

Tromsø, Norway, May 25th - 28th 1993

Please use block letters or type, and fill in one form for each participant. Completed registration form for accompanying person is to be attached to the registration form of the delegate.

Mr. ☐
Mrs. ☐

First name and surname: _____

Company / Institution: _____

Title: _____ **Mailing address:** _____

Postal code / Country: _____

Telephone: _____ **Telefax:** _____

Delegate: ☐ **Accompanying Person:** ☐ (Please tick for right category)

Workshop on contextual methods in pattern recognition, Monday, May 24th: ☐

Conference fee, delegates:	**NOK 3 500,-**
Deadline for registration (No refund after May 1st) :	**March 15th 1993**
After March 15th, the conference fee will be	**NOK 4000,-**

Social Events: (Please tick for participating!)

☐ Get-together Party, Monday, May 24th	(Included in the conference fee/ NOK 150 ,- per accompanying person)
☐ Accompanying Person Programme, Tuesday, May 25th	NOK 205,- *
☐ Accompanying Person Programme, Wednesday, May 26th	NOK 170,- *
☐ Accompanying Person Programme, Thursday, May 27th	NOK 180,- *
☐ Boat-trip, Tuesday, May 25th	NOK 400 ,-
☐ Banquet, Thursday, May 27th	(Included in the conference fee / NOK 500 ,- per accompanying person)
☐ Night Charter - Svalbard, Wednesday, May 26th	NOK 1750,- *
☐ Post Conference Tour, Lyngen	NOK 895,- *
☐ Post Conference Tour, Finnmark / North Cape	NOK 4250,- *

*A minimum number of participants is required to accomplish these tours. In case of cancellations, full refund will be given upon arrival.

Further information is given on the enclosed description for the events / tours.

Total amount for my participation: **NOK** _____

Payment:

Payment can be made by : SWIFT to "XIANNOKKTRM" or Bank Giro Service at Bank Account:
6420 05 13353, "SAS Conference FORUT", Christiania Bank og Kreditkasse
(Personal cheques will not be accepted.)
or by credit card: VISA ☐ Mastercard ☐ Eurocard ☐ Diners ☐ Access ☐ American Express ☐
Account Number: _____ Expiration Date: _____ Signature: _____

✓ For payment with SWIFT and Bank Giro Service made from abroad, please add banking fee of NOK 60,-
✓ Please remember to state 8SCIA and your name on all money transfers!

Accommodation:

(Weekend=Friday-Sunday). Deadline for cancellation of the hotel room: 24 hours before arrival.

If you would like us to book your accomodation in Tromsø, please fill in the following:

Date of arrival: _____ **Date of departure:** _____

SAS Royal Hotel	☐ Single à 1190,- / weekend 750,-	☐ Double à 1390,- / Weekend 900,-	
Grand Nordic Hotel	☐ Single à 1015,- / weekend 760,-	☐ Double à 1175,- / Weekend 880,-	
With Home Hotel	☐ Single à 975,-	☐ Double à 1085,-	
SAGA Hotell	☐ Single à 870,-	☐ Double à 1045,-	
Polar Hotell	☐ Single à 680,- / weekend 450,-	☐ Double à 800,- / Weekend 550,-	
Tromsø Hotell	☐ Single à 680,- / weekend 450,-	☐ Double à 800,- / Weekend 550,-	
Skipperhuset Pension	☐ Single à 330,-	☐ Double à 410,-	☐ Triple à 480,-
Hotel Nord	☐ Single à 300,-	☐ Double à 400,-	☐ Triple à 500,-
Private Accomodation	☐ Single à 150,-	☐ Double à 200,-	

Payment for your accommodation is to be made upon arrival!

I will arrange accommodation on my own: ☐

If my first choice is not available, I wish to stay at : _____
(Please fill in)

Airtickets: SAS Conference Support Tromsø offers airticket services for the conference. In addition to all standard terms full and reduced fare tickets from Europe and overseas, (reduced fares require you stay in Tromsø the night between Saturday and Sunday), we can offer additional conference fares for SAS flights from SAS destinations within Scandinavia and redused fares on Norwegian domestic flights. If you want to make use of this service please fill in the following or contact SAS Conference Support at the adress below:

Point of departure and return: _____

Date of departure: _____ **Date of return:** _____

I will arrange airtickets on my own: ☐ (Please tick!)

✓ For further congress information, please contact:
Kjell Arild Høgda, 8SCIA Local Chair,
FORUT Information Technology Ltd, N-9005 Tromsø,
Telephone: +47 83 58 622. Telefax: +47 83 82 420
E-mail: scia@ conan.uit.no

✓ Please forward this registration form to:
SAS Coneference Support, Att: Bodil Lauritsen
P.O. Box 437, N - 9001 TROMSØ,
Telephone: +47 83 10 700. Telefax: +47 83 10 701

Date and signature: _____

ÅRSBERETNING 1992
STATISTISK FORENING OSLO (SFO)

Følgende ble innvalgt i styret i SFO for 1992:

Leder :	Doris Tove Kristoffersen	(gjenvalg)
Styremedlemmer :	Frøydis Bjerke	(gjenvalg)
	Marit Bragelien Veierød	(gjenvalg)
	Ole Fugleberg	(gjenvalg)
	Rune Winther	(Ny)
Revisorer :	Per Lea	(gjenvalg)
	Leiv Solheim	(gjenvalg)

Styret konstituerte seg med Doris Tove Kristoffersen som leder, Marit Bragelien Veierød som kasserer og Rune Winther som sekretær. Det har vært avholdt 1 styremøte.

Den relativt lave oppslutningen på medlemsmøtene gjorde at styret bestemte å sende en forespørsel til medlemmene for å avgjøre hvem som ønsket innkalling til hvert medlemsmøte. Resultatet var at av de totalt 199 medlemmene så er det bare 68 som ønsker innkalling til hvert medlemsmøte. Dette har sterkt redusert både arbeid og kostnader ved å innkalle til medlemsmøter, uten at oppslutningen på møtene har blitt noe dårligere. Alle får selvfølgelig innkalling til årsmøtet.

Foreningens regnskap for 1992 er revidert og godkjent, og blir fremlagt på årsmøtet 22/2-93.

Foreningens aktiviteter i 1992 :

Nycomed 27/2-92	:	Årsmøte, foredrag v/ Eva Skovlund, UiO.
PFI 7/5-92	:	Medlemsmøte, foredrag v/ Per Lea, Matforsk
Blindern 10/9-92	:	Medlemsmøte, foredrag v/ Grete Fenstad, UiO
Nycomed 19/11-92	:	Medlemsmøte, foredrag og vinsmaking v/ Petter Mowinckel, Medstat Research.

Fremmøtet har variert mellom 8 og 20 personer.

Styret vil takke Nycomed og PFI for hjelp med møtelokaler.

For styret,
Rune Winther
Rune Winther

Årsmøte i SFO

Mandag 22/2-93 avholdt SFO årsmøte, og i den forbindelse kunne det kanskje være av interesse å ta med årsberetningen og den nye styresammensetningen i neste utgave av TG.

Styret består nå av følgende personer :

Leder : Anne Marie Fenstad, Norsk Regnesentral.

Styremedlemmer :

Geir Storvik, Norsk Regnesentral.
Liv Belsby, Statistisk Sentralbyrå.
Hans Fagerthun, Medstat Research.
Rune Winther, Mat. Inst. UiO.

NYTT FRA UNIVERSITETER OG HØYSKOLER.

NYTT FRA UNIVERSITETET I OSLO

Uteksaminerte cand. scient.

Magne Thoresen : "*En sammenligning av parametriske og ikke-parametriske estimatorer i en Gompertz fordeling*"
Veileder : Grete U. Fenstad

Bente Oftedal : "*Vekting i den lineære modellen for overlevelsesdata*"
Veiledere : Odd Aalen og Ørnulf Borgan

Dr. scient.

Geir Storvik forsvarte 19. februar 1993 sin avhandling :

"*A Bayesian Approach to Dynamic Contours and Data-reduction by projections for multivariate spatial images*"

Veileder: Erik Bølviken, Matematisk institutt, Universitetet i Oslo
Komité: Mats Rudemo, Den Kongelige Veterinær- og Landbohøjskole, Danmark, Torfinn Taxt, Fysiologisk institutt, Universitetet i Bergen og veileder.

Publikasjoner

Grete U. Fenstad & Eva Skovlund : "*The Behrens-Fisher problem; Acomparison of test properties when observations are not necessarily normal*" Statistical Research Report No. 11, 1992

Jørund Gåsemyr : "*Reliability analysis in shock models*", Statistical Research Report No. 11, 1992

Ø. Borgan, L. Goldstein & B. Langholz : "*Methods for the analysis of sampled cohort data in the Cox proportional hazards model*", Statistical Research Report No. 7, 1992

Arne Bang Huseby & Jørund Gåsemyr : "*Optimal project acceleration policies – a Bayesian approach*", Statistical Research Report No. 1, 93

NYTT FRA UNIVERSITETET I TRONDHEIM
Institutt for matematikk og statistikk - AVH

Ansettelse:

Bjørn Helge Handegård er ansatt som vit.ass. for 1993.
Jan Helge Moen er ansatt som vit.ass. for 1993.

FØRSTEAMANUENSISSTILLING I STATISTIKK ledig ved Sosialøkonomisk institutt, UiO.

Nærmere opplysninger: v/kontorsjef Tone Lund, tlf. 22855125

L.tr.: 22 Søknadsfrist: 16. april 1993

Førsteamanuensisstillingen er knyttet til Sosialøkonomisk institutt ved Det samfunnsvitenskapelige fakultet.

Sosialøkonomisk institutt har for tiden en statistikergruppe med 5 vitenskapelige stillinger. Gruppen har ansvaret for undervisningen i statistikk grunnfag og for statistikkundervisningen innenfor det sosialøkonomiske studium. Det gis også undervisning innenfor fakultetets doktorgradsprogram, herunder eget studieopplegg i statistikk.

Det kreves vitenskapelige kvalifikasjoner i teoretisk eller anvendt statistikk. I samsvar med de innførte reglene om minstekrav til forskningskompetanse for å bli tilsatt i fast stilling, kreves det for denne stillingen enten doktorgrad i statistikk eller tilsvarende kvalifikasjoner i faget. Dersom det ikke melder seg noen kompetent søker, kan det bli aktuelt å tilsette i midlertidig amanuensisstilling for inntil 3 år (l.tr. 15-21).

Nærmere presisering av ansvarsområde, plikter og andre forhold som det vil bli lagt vekt på ved besettelsen, er inntatt i betenkningen som kan fås ved henvendelse til Sosialøkonomisk institutt, postboks 1095 Blindern, 0317 Oslo.

I henhold til gjeldende regler vil det ved vurderingen ved siden av de vitenskapelige og faglige kvalifikasjoner, bli lagt vekt på pedagogiske kvalifikasjoner, undervisnings- erfaring og eventuell kvalifiserende virksomhet av annen art.

Dersom flere søkere anses å ha likeverdige kvalifikasjoner etter at både de vitenskapelige og faglige kvalifikasjoner og de pedagogiske kvalifikasjoner har vært vurdert, vil en kvinnelig søker bli stilt foran en mannlig søker.

Sœknaden må inneholde fullstendige opplysninger om søkerens utdanning, de stillinger vedkommende har hatt, og annen faglig virksomhet søkeren har vært opptatt av. De vitenskapelige arbeider, en liste over disse og kopi av søknaden med attester sendes

Sosialøkonomisk institutt Postboks 1095 Blindern 0317 Oslo

Medlemskap i Norsk Statistisk Forening

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

Norsk Statistisk Forening v/Ole Lauvskar
Vital Forsikring
5020 Bergen

Innbetalinger skal gjøres på foreningens postgirokonto 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/Trygve Nilsen
Matematisk institutt
Universitetet i Bergen
Allegt. 55
5007 Bergen

Bidrag til Tilfeldig Gang.

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

Tilfeldig Gang v/Jan Bjørnstad
Institutt for matematikk og statistikk
Universitetet i Trondheim
Den allmenvitenskapelige høgskolen
7055 Dragvoll
Telefonnummer 07591751.

Elektronisk post: Jan.Bjoernstad@avh.unit.no
For LaTeX-dokumenter: Inger.Seehuus@avh.unit.no

Returadresse:

Tilfeldig Gang v/ Ole Lauvskar

Vital Forsikring A.S

5020 Bergen