ISSN 0803-8953

TILFELDIG GANG
Nr. 1, årgang 12
Mars 1995

TG

Utgitt av Norsk Statistisk Forening

INNHOLD

	Side
Fra redaktøren. *Inge Helland*	1
Fra formannen. *Eivind Damsleth*	2
Faglig stoff	
Should the Olympic sprint skaters run 500m twice? *Nils Lid Hjort*	3
Hva er p-verdi? *Øyvind Langsrud*	8
Om Jostein Lillestøls hund som befinner seg på et jorde i St. Petersburg. *Knut Meen*	9
Exchange Paradox. *Elinor Ytterstad*	15
Uteglemmelse.... *Håvard Rue og Brynjulf Owren*	18
Konferanser og kurs	
Det 8. norske statistikermøtet 1995. Påmelding	19
21st European Meeting of Statisticians, Århus. Påmeldingsskjema.	20
Nasjonalt doktorgradskurs i statistikk. Videregående asymptotikk, Ved *Nils Lid Hjort og Per A. Mykland*	21
Meldinger	
Aktuarstudium i Bergen. *Trygve Nilsen*	23
Årsberetning for 1994. Statistisk forening i Bergen. *Ågot Irgens*	25
Nytt fra Universitetet i Oslo	26
Nytt fra Universitetet i Bergen	26
Nytt fra NTH	27
Nytt fra NLH	28
Medlemskap i Norsk Statistisk Forening	29
Bidrag til TG	29

Fra redaktøren

Følgende hjertesukk fra Mao Zse-Dong (fra 1949) fikk jeg nettopp overlevert fra en økonom: "Ennå idag er det mange av våre kamerater som ikke forstår at de må gi akt på tingenes kvantitative aspekt, - den grunnleggende statistikk, de viktigste prosenttallene og de kvantitative grensene som bestemmer tingenes kvalitet. De har ingen tall i hodet, og følgelig kan de ikke unngå å gjøre feil."

De fleste er enige om at tall er nødvendige, men ikke alle vil følge oss videre i vår statistiske paradigme: Er det alltid nødvendig med parametriske sannsynlighetsmodeller for å analysere disse tallene? Et kraftig angrep på statistikernes bruk av sannsynlighets-modeller ble nylig fremført av R.E. Kalman (Modeling, Identification and Control, 1994, s. 141-151). Jeg vil ikke sitere fra de mer følelsesmessige utbruddene hans her, men nøyer meg med å gjengi hovedpåstanden:

"The majority of observed phenomena of randomness in Nature (always excluding games of chance) cannot be and should not be explained by (conventional) probability theory; there is little or no experimental evidence in favor of (conventional) probability but there is massive, accumulating evidence that explanations and descriptions should be sought outside the conventional framework."

Påstander av denne typen - særlig når de kommer fra en autoritet som Kalman - fortjener å bli tatt alvorlige. De har også et element av sannhet i seg: Det er ikke gitt som en nødvendighet at alle tallmaterialer må analyseres ved hjelp av sannsynlighets-modeller. Imidlertid har det vist seg at sannsynlighetsmodeller i mange empiriske sammenhenger er nyttige idealiseringer, på samme måte som selve tallbegrepet må ses på som en nyttig idealisering i sammenheng med målinger. (Hvem kan avgjøre om en målt størrelse er rasjonal eller irrasjonal?)

Leser en igjennom Kalman's artikkel, finner en dessverre lite konkret belegg for påstanden om at sannsynlighetsbegrepet fungerer dårlig i praksis. Han nevner i en fotnote at det er skrevet tusener av artikler om hans eget mest kjente modell-bidrag - Kalman-filteret. Det er selvfølgelig trivielt i denne sammenhengen at det er skrevet titusener av artikler om statistikk bygget på sannsynlighetsmodeller, både anvendte og teoretiske. Mer interessant er det at statistikere har skrevet artikler der de prøver å bygge bro mellom de to tankeverdenene. (Eksempler: D.B. Duncan & S.D. Horn, JASA 1972, s. 815; G.T. Diderrich, Am. Statistician 1985, s. 193.)

Alle motforestillinger tiltross; grunnlagsspørsmål av denne typen er kanskje likevel nyttige å ta opp fra tid til annen?

Inge Helland

Fra formannen:

Statistikere for/mot EU

Så er det igjen tid for et nytt TG og nye "visdomsord" fra formannen. Jeg synes riktignok at det bare er et par dager siden jeg skrev mitt bidrag til desembernummeret, men det viser vel bare at jeg blir eldre og at tiden tilsynelatende går fortere og fortere.

Vi står foran en begivenhetsrik vår og sommer i NSF regi. Når dette leses er antakelig NSFs etterutdanningsseminar umiddelbart forestående. Troikaen Box, Høyland og Tyssedal har åpenbart slått an - hva deltakerantallet angår blir hvertfall seminaret en suksess.

Sommerens store begivenhet, i alle fall her på hjemmebane, blir selvsagt det norske statistikermøtet i Åsgårdstrand. Et passende motto for møtet kan forhåpentlig være 4S (Sol, Sommer, Sjø og Statistikk). Arrangementet denne gang blir et familieforetakende, med Grete Fenstad i programkomiteen og Anne-Marie Fenstad i arrangementskomiteen. Da må det jo bli vellykket - så husk påmeldingsfristen 25. april!

Før den tid er det imidlertid påske, og da skal vel statistikere som andre nordmenn til fjells for å oppsøke de siste rester av denne sneen som vi etterhvert er blitt så lei av her i lavlandet. Mot norrrmalt? Uansett, ha en god påske!

1. mars 1995
Eivind Damsleth

Should the Olympic sprint skaters run 500 meter twice?

Nils Lid Hjort*

ABSTRACT. The Olympic 500 meter sprint competition is the 'Formula One event' of speed skating, and is watched by millions of television viewers. A draw decides who should start in inner lane and who in outer lane. Many skaters dread the last inner lane, where they need to tackle heavier centrifugal forces than their companions in the last outer lane, at maximum speed around 55 km/hour, at a time when fatigue may set in. The aim of this paper is to investigate this potential difference between last inner and last outer lane. For this purpose data from eleven Sprint World Championships 1984–1994 are exploited. A bivariate mixed effects model is used that in addition to the inner-outer lane information takes account of different ice and weather conditions on different days, unequal levels for different skaters, and the passing times for the first 100 meter. The underlying 'unfairness parameter', estimated with optimal precision, is about 0.05 seconds, and is indeed significantly different from zero; it is about three times as large as its estimated standard deviation.

Results from the work reported on here played a decisive role in leading the International Skating Union and the International Olympic Committee to change the rules for the 500 meter sprint event; as of the Nagano 1998 Olympic Games, the sprinters are to skate twice, with one start in inner lane and one in outer lane. The best average result determines the final list, and the best skaters from the first run are paired to skate last in the second run. It has also been decided that the same rules shall apply for the single distance 500 meter World Championships; these are arranged yearly from 1996 onwards.

KEY WORDS AND PHRASES: *combining data sources, Dan Jansen, mixed effects model, Olympic Games, speed skating, Sprint World Championships, unfairness parameter*

1. Background: Is the Olympic 500 meter unfair?

"He drew lane with anxious attentiveness — and could not conceal his disappointment: First outer lane! He threw his blue cap on the ice with a resigned movement, but quickly contained himself and picked it up again. With a start in inner lane he could have set a world record, perhaps be the first man in the world under 40 seconds. Now the record was hanging by a thin thread — possibly the gold medal too. At any rate he couldn't tolerate any further mishaps."

This book excerpt (from Bjørnsen, 1963, Ch. 9) illustrates what has been known for a long time, that even the most accomplished sprint skaters experience difficulties with the last inner lane. (Yevgeni Grishin indeed had his famous technical accident there and found himself stumbling into outer lane, caused by the leather on his left boot touching the ice as he had to lean over at the high speed; he miraculously went on to win the 1960 Squaw Valley Olympic gold medal at 40.2 seconds. Some days later he achieved 39.6, this time with last outer lane.) The last inner lane skaters have to fight a higher acceleration force, since the inner track radius is about 25–26 meter and the outer track about 29–30 meter, at a time when speed is at peak and fatigue may set in; see Figure 1. The acceleration force formula is mv^2/r, where m

* *Hjort is Professor of Statistics at the University of Oslo, Research Statistician with the Norwegian Computing Centre, and Member of the World's Speed Skating Statisticians' Association.*

is mass, v is velocity, and r is radius. Thus a 90 kg skater with top speed 400 meter by 27 seconds meets a force of about 80 kp in inner lane and about 70 kp in outer lane. As a consequence many skaters are not able to keep to the designated curve, glide out towards or even into the outer lane, and in such cases have to skate some extra distance. This phenomenon is particularly prominent on rinks where the ice is fast and the curvature radius minimal, as for the modern indoor rinks. The last inner lane skaters are also more prone to experiencing technical accidents.

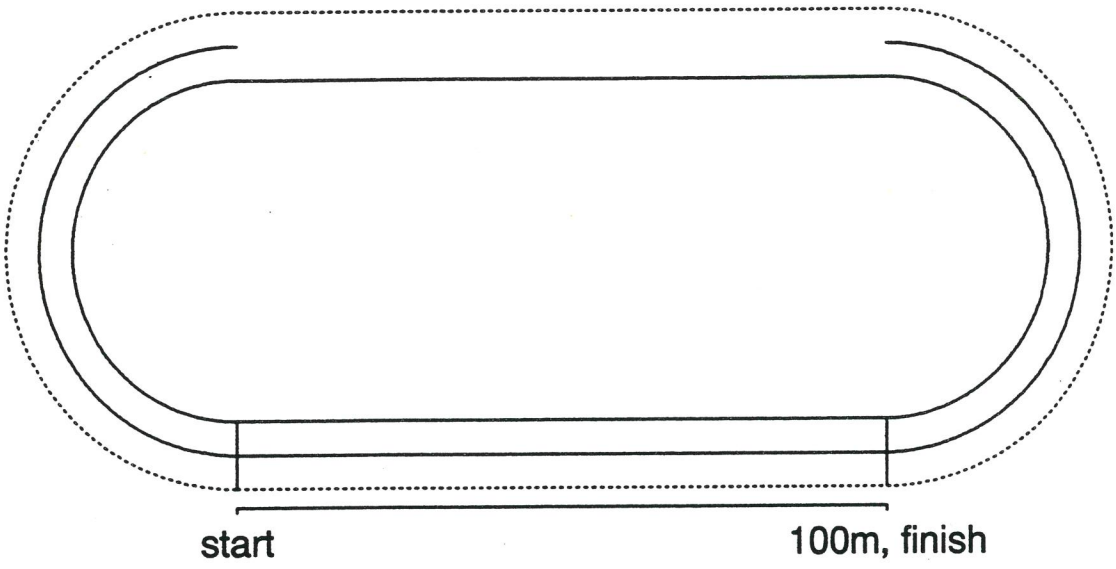


FIGURE 1. *The speed skating rink. The skaters exchange lanes on the backstraight. One lap, comprising one outer and one inner lane, is exactly 400 meter long.*

1.1. THE PRESENT INVESTIGATION. This problem has been recognised and solved in a satisfactory manner since 1975 when it comes to the annual Sprint World Championships events, in that an International Skating Union rule was enforced to make skaters have last inner and last outer lanes on alternate days. But the Olympic event has a potential unfairness built into it since the skaters run only once, and half of them are allotted last inner lane and the other half last outer lane, by chance.

My aim has been to estimate the potential 'unfairness' difference parameter in question as precisely as possible, and to test whether the unfairness is or is not statistically significant. The data I have used consist of the complete 500 meter lists from the eleven Sprint World Championships for Men Trondheim 1984–Calgary 1994. Each skater has a 100 meter passing time and a 500 meter result for the Saturday event, and similarly for the Sunday event, and skaters start in inner and outer tracks on alternative days. (The SWCs also include 1000 meter races on both Saturday and Sunday, and all four runs contribute to the final standing; our present concern lies however with the 500 meter only.)

Agree to define d as the average difference between a result reached by last inner track versus last outer track, for the average top sprinter:

$$d = \text{average difference (last inner track} - \text{last outer track).} \qquad (1.1)$$

This is the statistical parameter we wish to estimate with optimal precision. It is easy to put up some simple estimates based on individual differences, for example, but such estimates will typically lack in statistical precision. I have used a more sophisticated statistical approach, involving a model with ingredients

$$\begin{aligned} 500\,\mathrm{m}_{\mathrm{day}\,1} &= a_1 + b_1 \cdot 100\,\mathrm{m}_{\mathrm{day}\,1} + c_{\mathrm{skater}} \pm \tfrac{1}{2}d + \mathrm{variation}_{\mathrm{day}\,1}, \\ 500\,\mathrm{m}_{\mathrm{day}\,2} &= a_2 + b_2 \cdot 100\,\mathrm{m}_{\mathrm{day}\,2} + c_{\mathrm{skater}} \pm \tfrac{1}{2}d + \mathrm{variation}_{\mathrm{day}\,2}. \end{aligned} \tag{1.2}$$

The $\pm$ here is a plus if the skater has last inner track and a minus if the skater has last outer track. The model and methods used take account of the 100 meter passing times, the individual skater's ability, possible differences in day-to-day conditions, and the inner-outer information.

For illustration, consider data* from the SWC 1994, held in the Olympic Oval, Calgary, Canada. These are of the form given in Table 1; a full listing of the 1984–1994 results is offered in Appendix II.

		first day:			**second day:**		
		100	**500**		**100**	**500**	
1. D. Jansen	o	9.82	35.96	i	9.75	35.76	WR
2. S. Klevchena	o	9.78	36.39	i	9.82	36.27	
3. J. Inoue	i	9.98	36.43	o	9.76	36.05	
4. H. Shimizu	o	9.70	36.35	i	9.77	36.08	
5. K. Scott	i	9.96	36.87	o	9.87	36.55	
6. I. Zhelezovsky	i	10.08	36.90	o	10.22	36.99	
7. T. Kuroiwa	i	10.11	36.83	o	10.07	36.75	
8. Y.-M. Kim	o	9.81	36.56	i	9.76	36.53	
... and so on ...							

TABLE 1. *Results for the best of the 33 skaters taking part in the Sprint World Championship in Calgary, Candada, January 29–30 1994. Here 'i' and 'o' signify that the skater started in respectively outer and inner lane.*

The model is more formally motivated and described in Section 2, and estimation methods along with analysis of their precision are developed in Section 3. I find it reasonable to interpret d in a somewhat conservative manner, and do not want it to be overly influenced by various extreme or too unusual results; it is meant to be the average difference for 'usual runs' where the skaters are up to their normal best. It is therefore necessary to decide on criteria to define outliers, run times that are subsequently to be removed from the final analysis. Three outlier tests are given in Section 4, which also contains material and analysis that support the fundamental statistical model used.

1.2. CONCLUSIONS. In view of the potentially serious implications (as measured on the Olympic scale) of the results and their interpretations I decided to gather enough data to reach a standard deviation of the final d estimate of about 0.02 seconds. Preliminary analysis based on a couple of SWCs indicated that this meant including about ten complete SWC data sets. Section 5 reports more fully on analysis

* *Data source:* SKØYTENYTT *('Speed Skating News'), 5/6/1984, 6/1985, 6/1986, 6/1987, 7 and 8/1988, 6/1989, 5/1990, 7/1991, 7/1992, 5/1993, 3 and 6/1994. This is an international bulletin issued by the World Speed Skating Statisticians' Association about ten times a year, and with contributing assistant editors from about 20 countries. Chief editor is Magne Teigen, Veggli, Norway.*

of the eleven SWCs 1984–1994; presently we exhibit an estimate of the d parameter for each, together with their standard errors (estimated standard deviations) and their grand (weighted) average.

	$\widehat{d}$	st. error
1994 Calgary:	0.010	0.043
1993 Ikaho:	0.032	0.041
1992 Oslo:	−0.019	0.086
1991 Inzell:	0.023	0.040
1990 Tromsø:	0.096	0.087
1989 Heerenveen:	0.128	0.047
1988 West Allis:	−0.147	0.090
1987 Sainte Foy:	−0.151	0.080
1986 Karuizawa:	0.035	0.066
1985 Heerenveen:	0.090	0.058
1984 Trondheim:	0.131	0.038
grand average:	0.048	0.016

TABLE 2. *Estimates of the difference parameter d for eleven Sprint World Championships for men, along with standard errors (estimated standard deviation) for these.*

The d estimates are seen to vary somewhat from competition to competition, as was expected in view of the sometimes quite different conditions regarding wind, temperature, gliding conditions, and the actual sizes of the inner and outer lane radii. In situations where there is a strong wind against the skater on the backstraight, 'the crossing stretch', as arguably was the case for many competitors in Sainte Foy 1987, West Allis 1988 and Oslo 1992, for example, it may actually be fortuitous to have the last inner course. The d estimates are indeed found to be negative, and the corresponding standard errors highest, for exactly these three events. The ds for other events have values in the range 0.09–0.13 (Trondheim 1984, Heerenveen outdoor 1985, Heerenveen indoor 1989, Tromsø 1990), and in the more modest range 0.01–0.04 (Karuizawa 1986, Inzell 1991, Ikaho 1993 and Calgary 1994). It is a visible feature of the data that the more statistically secure d estimates are those that are high, and typically reflect good and stable conditions with runners attaining their normal high standards. As a case in point, if one excludes 1987 Sainte Foy, 1988 West Allis, 1990 Tromsø and 1992 Oslo, which are the four events with standard errors for d estimates exceeding 0.08, then the grand average estimate for the remaining seven SWCs is 0.065, which is nearly four times its standard error 0.017 (95% confidence interval $[0.032, 0.098]$). The grand (weighted) average estimate for all eleven SWCs is 0.048 seconds, which is about three times its standard error 0.016, and hence statistically significant (p-value 0.001; 95% confidence interval $[0.174, 0.079]$). Further details, along with supplementary analysis and graphical evidence supporting the $d > 0$ conclusion, are given in Section 5.

Women are different from men, aerodynamically speaking*. Folklore knowledge in the stands has it that women are not as bothered with the last inner lane as men sometimes are; they are seen to keep much better to the designated curve, and also seem to have fewer slips and technical accidents than men. This is supported by data; see the discussion of Section 6. Thus the unfairness argument is much weaker in case of the women's event.

** Cujus rei demonstrationem mirabilem sane detexi. Hanc marginis exiguitas non caperet.*

How important is the 0.05 seconds difference? At top speed 26 seconds for 400

meters a skater manages an impressive 15.4 meter in 1 second, and about 0.75 meter in 0.05 seconds, which translates into roughly 0.15 percent. It would mean about 15 meters in a 10 000 m run, and about 65 meters in a marathon. So the difference matters! This is also borne out through comparison with real and simulated result lists for the 1994, 1992, 1988 Olympics, given in Appendix I. As alluded to above there are also reasons to believe that the real d number is *larger* for the modern indoor rinks that will host the future Olympic speed skating events, than the grand average value 0.05 arrived at here.

1.3. A PROPOSAL TO THE ISU AND THE IOC. A natural proposal to the International Skating Union and the International Olympic Committee, in view of these findings, is that the skaters should run the 500 meter twice, with one start in inner and one in outer lane, as in the Sprint World Championships. The most natural solution would then be as in alpine events and ski jumping, with a 'reversed starting list', with the best skaters from the first run starting the latest in the second run, subject to correct pairing with respect to inner and outer lane, and with the best average result defining the final ranking. This is a spectator-friendly regime too; large screens would at every stage inform viewers of the current ranking as well as the performances required by the next skaters to reach the top of the list. The average viewers would then easier understand when to be appropriately excited.

1.4. CODA: THEY SAID YES. Such a proposal was put forward to the ISU at their June 1992 congress in Davos, along with a brief summary of the work presented here (based on SWCs 1984–1992), through the Norwegian delegation. Also included as handout material to sell the argument were real and simulated 500 meter result lists from the two last Olympic events, where the simulated list in question was the the speculated outcome if the inner lane starters had started in outer lane and vice versa, and computed under the $d = 0.06$ assumption (which was the estimate based on 1984–1992 data; see Appendix I below for such lists for the 1988, 1992, 1994 events, using the $d = 0.05$ figure). It is fair to add that the attraction argument, that the proposed scenario would actually be (even) more spellbinding for spectators, was emphasised as much as the statistical questions related to the unfairness parameter. The meeting decided not to interfere with the already laid plans for the 1994 Lillehammer Olympics, and to reconsider the matter at their next congress in June 1994 in Boston. And at this meeting the representatives of the 34 attending countries (ISU members) after some debate unanimously voted yes to the new proposal, which was this time put forward by the ISU Technical Committee for Speed Skating, to be made effective from the 1998 Nagano Olympics onwards, for both men and women. The new 500 meter rule is also to be made effective for the annual World Championships for single distances, which are introduced as from 1996.

Dette er en mildt editert versjon av Section 1 i min artikkel. Den interesserte leser kan få tilsendt det hele, qua Statistical Research Report No. 11/1994, ved å sende et tilstrekkelig informativt postkort til meg, Matematisk Institutt, P.B. 1053 Blindern, N–0316 Oslo.

Hva er en p-verdi ?

av Øyvind Langsrud [1]

Som statistiker på MATFORSK har jeg kontakt med kjemikere, mikrobiologer m.fl. som utfører forsøk på laboratoriet. Spørsmålet om det er signifikante forskjeller er da svært sentralt. Noen kan tilstrekkelig med statistikk til å kjøre en analyse og finne ut dette selv. Andre oppsøker statistikere for å be dem om hjelp. Utgangspunktet for konklusjonene blir programutskrifter med p-verdier. p-verdier står svært sentralt i praktisk dataanalye, men vet man hva de betyr? Mitt inntrykk er at svært mange misforstår dette. F.eks. tror mange at p-verdien er sannsynligheten for at nullhypotesen er sann.

For de fleste er et grunnkurs eneste bakgrunn i statistikk. Statistikkfaget var ett av mange basisfag, og bare litt av all kunnskapen som ble ervervet før eksamen, blir sittende. (Selv hadde jeg strøket med glans hvis jeg skulle hatt eksamen i organisk kjemi nå.) Jeg mener derfor at det bør legges mye mer vekt på begrepet p-verdi. Det kan legges mer i begrepet enn "minste signifikansnivå som null-hypotesen kan forkastes på". Jeg kunne tenke meg en praktisk definisjon av p-verdi som ikke tar utgangspunkt i signifikansnivå. Et forslag til formulering kan være være (inspirert av Aalen (1994) [2]):

p-verdien er sannsynligheten for at man skulle få minst så ekstremt resultat som man har fått dersom nullhypotesen er sann.

Denne setningen kunne så blitt terpet på til den satt for godt. Setningen må konkretiseres ved at man gir innhold til begrepet "ekstremt resultat" i de ulike situasjonene. Dette knyttes da opp mot testobservatorene. Det bør også nevnes at i de kontinuerlige situasjonene vil p-verdien være Uniform(0,1) dersom nullhypotesen er sann.

Jeg tror at bedre forståelse av p-verdi vil øke interessen for statistikk generelt. Misforståelse av p-verdi kan føre til meningsløse diskusjoner om f.eks. hva som er best av p-verdi og korrelasjonskoeffisient. p-verdien og dermed statistikkfaget vil da bli den tapende part.

---

[1] MATFORSK, Osloveien 1, 1430 Ås oyvind.langsrud@matforsk.nlh.no

[2] Odd O. Aalen: *Innføring i statistikk, med medisinske eksempler.*

OM JOSTEIN LILLESTØLS HUND SOM BEFINNER SEG PÅ ET JORDE I ST. PETERSBURG.

av
Knut Meen
Askøy videregående skole

1. DE YTRE OMSTENDIGHETER.

Problemet som Jostein Lillestøl presenterte i TILFELDIG GANG, Nr 4, 1994 var dette: *Du blir forelagt to konvolutter med penger i, og får vite at det er dobbelt så mye i den ene som i det andre. Du får velge en av dem, åpner den og finner a kroner.*
Spørsmål: Lønner det seg å bytte konvolutt?
Løsningen som Lillestøl ga oss (men som han neppe uten videre går god for) er følgende: *Jeg har sjansen for å få enten 2a kroner eller a/2 kroner, og det ene beløpet må være like sannsynlig som det andre. Forventet beløp er da* $2a \cdot 1/2 + a/2 \cdot 1/2 = 1.25a > a$. Konklusjonen som han sannsynligvis vil at vi skal trekke må være at det alltid lønner seg å bytte konvolutt. Det er strengt tatt ikke engang nødvendig å åpne den første konvolutten. **Velg en konvolutt, men siden det lønner seg å bytte så ta den andre i stedet, men siden det lønner seg å bytte så ta den andre i stedet, men siden det lønner seg å bytte så ta den andre i stedet** . . . . Så forsøker Lillestøl å avspore problemet ved å etterlyse hunden sin!?

2. HUNDEN BLIR FORSØKT AVLIVET, MEN ALT HÅP ER LIKEVEL IKKE UTE.

Jeg har jo allerede sluppet katten ut av sekken i overskriften, hunden er funnet, praktisk talt død, men det er andre hunder ute og går og da er det nok mange interessante bakgater å jage disse dyrene inn i (f.eks. beslutningsanalytiske smug både med og uten nyttefunksjon), og det er sikkert enda flere uinteressante blindgater forståsegpåerene uten kunnskaper i sannsynlighetsregning vil påstå at de har stengt hunden inne i. (Debatten Marylyn Vos Savant satte i gang sitter frisk i minnet).

Jeg går rett på sak. Feilen i problemet med den kuriøse forventningsverdien er egentlig svært enkel å peke på. Sannsynlighetene for beløpene 2a og a/2 er **ikke** lik 1/2. De er heller ikke uavhengige av den observerte verdien a, med mindre vi gjør spesielle antagelser. (Vi må strekke St. Petersburgparadokset til det ytterste for å kunne få til dette.)

Det er jo ikke en gang sikkert at disse sannsynlighetene eksisterer. Det kan hende at du må være erklært Bayesianer for å kunne snakke om disse sannsynlighetene, men ikke **subjektiv** Bayesianer for da eksisterer ikke sannsynligheter i det hele tatt. (Bruno De Finettis slagord er jo nettopp "La probabilità non esiste"). Vi skal innføre et spøkelse som heter ápriori fordeling i hundejakten, denne áprioriforde lingen beskriver hvordan beløpene i de to konvoluttene blir bestemt.

Vårt viktigste våpen i hundejakten er følgende påstander:

Kontinuerlig jakt:
Under de spesifiserte betingelsene for en kontinuerlig jakt på Lillestøls hund er:

(4) $$Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \} = \frac{2f(a)}{f(\frac{a}{2}) + 2f(a)}$$

(5) $$E[X_2 \mid X_1 = a] = a + \frac{a}{2} \cdot \frac{4f(a) - f(\frac{a}{2})}{f(\frac{a}{2}) + 2f(a)}$$

Det lønner seg å bytte konvolutt dersom f(a) > f(a/2)/4

Diskret jakt:
Under de spesifiserte betingelsene for en diskret jakt på Lillestøls hund er:

(6) $$Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \} = \frac{f(a)}{f(\frac{a}{2}) + f(a)}$$

(7) $$E[X_2 \mid X_1 = a] = a + \frac{a}{2} \cdot \frac{2f(a) - f(\frac{a}{2})}{f(\frac{a}{2}) + f(a)}$$

Det lønner seg å bytte konvolutt dersom f(a) > f(a/2)/2.

Bevis: Siden Pr { X_2 = a/2 | X_1 = a } = 1 - Pr { X_2 = 2a | X_1 = a } er det bare en av disse sannsynlighetene vi behøver å bekymre oss med.

Hvis M har en diskret sannsynlighetsfordeling er det lett å vise påstanden; anta derfor at M er diskret fordelt, da er:

$$Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \} = \frac{Pr\{ X_2 = 2a \cap X_1 = a \}}{Pr\{ X_1 = a \}}$$

$$= \frac{Pr\{ X_1 = a \cap M = a \}}{Pr\{ X_1 = a \cap M = a \} + Pr\{ X_1 = a \cap M = \frac{a}{2} \}}$$

$$= \frac{Pr\{ X_1 = a \mid M = a \} \cdot f(a)}{Pr\{ X_1 = a \mid M = a \} \cdot f(a) + Pr\{ X_1 = a \mid M = \frac{a}{2} \} \cdot f(\frac{a}{2})}$$

$$= \frac{\frac{1}{2} \cdot f(a)}{\frac{1}{2} \cdot f(a) + \frac{1}{2} \cdot f(\frac{a}{2})} = \frac{f(a)}{f(a) + f(\frac{a}{2})}$$

Forventningsverdien finner vi etter følgende formel:

$$E\ [\ X_2 \mid X_1 = a\ ] =$$

$$= \frac{a}{2} \cdot (1 - Pr\{ X_2 = 2a \mid X\,1 = a \}) + 2a \cdot Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \}$$

Når M er kontinuerlig fordelt er beviset mer utfordrende, så vi sparer dette til i kveld. Hvis ikke vi vil gjøre det lett da. I såfall erstatter vi bare f(a) med f(a)da og f(a/2) med f(a/2)d(a/2) i det diskrete resultatet.

4. UTBYTTET AV JAKTEN VISES FRAM.

Selve jakten på Lillestøls hund er ikke så spennende, så vi går rett på utbyttet:

A. Hunden fra St. Petersburg

Med en St.Petersburg-fordelingen mener jeg en diskret sannsynlighetsfordeling på mengden: $\Omega = \{ 1, 2, 4, \ldots, 2^k, \ldots \}$ som gir punktet 2^k sannsynlighet $(1\text{-}p)p^k$, for $k = 0, 1, 2, \ldots$ og $p \in (0, 1)$. (Geometrisk fordeling på 2-er potenser).

Fra (6) finner vi $Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \} = \begin{cases} 1 & a = 1 \\ \frac{p}{1+p} & a > 1 \end{cases}$

Denne sannsynligheten er mindre enn 1/2, for alle verdier av p, men grenseverdien er lik 1/2 når $p \to 1$. (Vi må ut på jordet for å finne hunden).

Vi får at $E[X_2 \mid X_1 = a] = a + a(2p-1)/2(1+p)$, for $a > 1$. Denne forventningsverdien er større enn a når p er større enn 1/2 og setningen om dobbelt-forventning gir det meningsløse resultatet $E[X_2] > E[X_1]$. De ubetingede fordelingene til X_1 og X_2 må jo være identiske.

Men St.Petersburg-fordelingene har ingen forventningsverdi for $p \geq 1/2$, så vi blir egentlig ikke forbauset når vi konstaterer at $E[X_2] > E[X_1]$. (Ingen av forventningsverdiene eksisterer, eller de er uendelig store begge to.)

Det betingede resultatet $E[X_2 \mid X_1 = a] > a$ er det ikke noe galt med.

Nå da vi har funnet Jostein Lillestøls hund nesten levende kan vi jo vise fram andre hunder som kom i vår vei.

B. En kontinuerlig hund fra Jegvetikkehvor.

Vi finner en kontinuerlig variant av hunden fra St.Petersburg hvis vi bruker aprioriforde lingen:

$$F(x) = 1 - \frac{1}{x^k} \qquad x \geq 1$$

for en konstant k > 0.
Tettheten til denne fordelingen er:

$$f(x) = \frac{1}{x^{k+1}} \qquad x > 1$$

og vi finner

$$Pr\{ X_2 = 2a \mid x_1 = a \} = \frac{1}{2^k + 1}$$

Denne sannsynligheten er mindre enn 1/2, men den går mot 1/2 når k → 0.
E[X_2 | X_1 = a] > a når k < 1, men som for St.Petersburgfordelingene så eksisterer heller ikke forventningen i denne kontinuerlige fordelingen når k ≤ 1.

C. (H)Un(d) i form fra Baskerville

Anta at M er uniformt fordelt over [0 , A], slik at f(x) = 1/A for 0 < x < A, da blir utfallsrommet for X_1 intervallet [0 , 2A] og vi finner:

$$Pr\{ X_2 = 2a \mid X_1 = a \} = \begin{cases} \frac{2}{3} & 0 < a \leq A \\ 0 & A < a \leq 2A \end{cases}$$

Resultatet for A < a ≤ 2A er selvsagt innlysende, men det andre resultatet er ikke like opplagt. I beviset for den kontinuerlige påstanden finner vi marginalfordelingen til X_1; $F_1(x_1) = F(x_1)/2 + F(x_1/2)$, og da blir sannsynligheten for at $0 < X_1 \leq A$ lik 3/4. (Ellers kan du lett resonnere deg fram til denne sannynligheten.) Vi finner den betingede forventningen til X_2, gitt X_1 = a til å være 1.5a når a < A, og 0.5a når a > A.

Sannsynligheten for at det lønner seg å bytte er hele 3/4 og den forventete forbedring av gevinsten er på 50%, mens sjansen for at gevinsten vil bli redusert med 50% er bare 1/4. Da må det lønne seg å bytte konvolutt uåpnet, også i dette tilfellet:

$$1.75\,a \cdot 3/4 + 0.50\,a \cdot 1/4 = 1.25\,a > a.$$

I dette tilfellet har vi en langt mer rimelig fordeling enn i de forrige eksempelene, og det oppstår ingen problemer med uendelig forventning. Her må da konklusjonen være, som følge av setningen om dobbelt forventning, at E[X_2] > E [X_1], som opplagt er feil. Som hunden fra Baskerville, eksisterer også dette skremselet kun i leserens fantasi, men en behøver ikke være Sherlock Holmes for å løse dette mysteriet.

5. NOEN AVSLUTTENDE BEMERKNINGER.

Jeg innrømmer at jeg nok ikke har løst det paradoksale i den situasjonen Lillestøl viste oss, bare presisert at dette er St. Petersburg paradokset i en ny forkledning, og etter min mening et langt bedre kostyme en det gamle til Daniel Bernoulli. Hvis problemet skulle vært studert seriøst som et beslutningsproblem måtte vi tatt stilling til en nyttefunksjon. En lineær nyttefunksjon, som er det vi legger til grunn når vi bruker forventningsverdien, er ikke rimelig i forbindelse med St. Petersburgfordelingene, eller noen annen ubegrenset ápriori-fordeling. (St.Petersburg paradokset kan alltid modifiseres til enhver strengt voksende nyttefunksjon). Riktig spennende blir problemet når vi skal spesifisere ápriori-fordeling og kanskje aller først ta stilling til om en slik eksisterer. Må vi virkelig forutsette en slik fordeling for å kunne snakke om de betingede sannsynlighetene i (1) ?

Jeg vil takke en av Tilfeldig Gangs redaktører for at han hentet meg inn fra et helt annet jorde enn det som hunden var på.
Dette arbeidet er utført med 40 timer fra arbeidstidsavtalens "190-timersramme", individuell del, og med hjelp av kolegaene lektor Flæten, lektor Hjørnevik Hansen og adjunkt Skipenes.

Noen flere bemerkninger til løsninger med tilleggsinformasjon.

Fra Jostein Lillestøl

1. En ikke-informativ apriori fordeling (der det blir det samme om en bytter eller ikke) blir av formen *konst./x* i det diskrete tilfellet og av formen *konst./x*^{2} i det kontinuerlige tilfellet, i begge tilfeller uegentlige fordelinger.

2. Ved en logaritmisk nyttefunksjon er det alltid likegyldig om man bytter eller ikke.

3. Selv om en ikke har en apriorifordelig *f(a)*, vil typisk opplysning om variasjonsområdet til a være informativt, f.eks.:

- Med gitt øvre skranke 2*A* på beløpene, vil en aldri forbedre beløp større enn *A*.
- Gitt at alle beløp er heltall, vil en alltid bytte dersom det observerte beløpet er et odde tall.

En enkel løsning uten tilleggsinformasjon.

Fra Ulf Indahl, Matforsk

Se på minimumsbeløpet $M=a$ som en *parameter*. Da er fordelingen til beløpet X_1 i den første konvolutten som åpnes, gitt ved ligning (3) i Knut Meens artikkel, og beløpet X_2 i den andre konvolutten har samme fordeling. Altså:

$$\mathrm{E}\{X_1\}=\mathrm{E}\{X_2\}=\frac{1}{2}(2a)+\frac{1}{2}a=\frac{3}{2}a.$$

Kan vi konkludere at frekventisten har en enklere løsning enn Bayesianeren i dette tilfellet?

Inge Helland

Angående Jostein Lillestøls "PUZZLE" i TG nr. 4 1994.

"Exchange Paradox"

Vi legger z kroner i en konvolutt og $2z$ kroner i annen konvolutt. To personer A og B mottar og åpner hver sin konvolutt. De røper ikke for hverandre innholdet i sine konvolutter, og kjenner heller ikke z.

Dersom A finner x kroner i sin konvolutt, så kan det enten være $2x$ eller $\frac{x}{2}$ kroner i konvolutt B.

Lønner det seg for A å bytte konvolutt?

Intuitivt svar: Hvis A bytter får han

verdi		sannsynlighet ?
$2x$ kroner	hvis $z = x$	$\frac{1}{2}$
$\frac{x}{2}$ kroner	hvis $2z = x$	$\frac{1}{2}$

Forventningsverdien skulle da bli:
$(2x \cdot \frac{1}{2} + \frac{x}{2} \cdot \frac{1}{2}) = \frac{5}{4}x$ kroner

A har x kroner og tolker $\frac{5}{4}x$ som forventet kronebeløp ved å bytte konvolutt. A foreslår bytting for B.

B har gjort de samme beregningene og er enig i å bytte. ???

Tolkning av $\frac{5}{4}x$

Den intuitive forventningsverdien $\frac{5}{4}x$ kan ikke uten videre tolkes som en forventning. Christensen & Utts (1992) innfører apriorifordeling på beløpet X i en konvolutt, og viser at en uekte flat apriorifordeling gir forventningsverdi $\frac{5}{4}x$.

Vi vil betrakte en flat apriorifordeling på Z der $f_Z(z) = \frac{1}{N}$, og lar $N \to \infty$. Dvs. vi lar grunnbeløpet Z (les konvoluttpar) ha en uekte flat apriorifordeling.

Anta vi har mange (N) konvoluttpar som inneholder forskjellige beløp, men alltid slik at beløpet i den ene konvolutten dobles i den andre konvolutten i samme par. Dvs. $(z_j, 2z_j)$ kroner i konvoluttpar nummer j.

Grunnbeløpet z i et konvoluttpar kan defineres som en tilfeldig variabel dersom vi først trekker ett tilfeldig konvoluttpar og deretter fordeler de to konvoluttene på A og B.

Vi definerer følgende tilfeldige variable:

$X \sim$ kronebeløp i konvolutt A
$Y \sim$ kronebeløp i konvolutt B
$Z \sim$ grunnbeløpet i et konvoluttpar
$U_i =$ $2Z_i$ dvs. (Z_i, U_i) er beløpene i ett konvoluttpar

Ser på de to betingede variablene:

$$(Y_i|Z_i = z) \quad \text{og} \quad (Y_i|X_i = x)$$

Der

$$(Y_i|Z_i = z) = \begin{cases} z & , \ P(Y_i = z|Z_i = z) = \frac{1}{2} \\ 2z & , \ P(Y_i = 2z|Z_i = z) = \frac{1}{2} \end{cases}$$

$$(Y_i|X_i = x) = \begin{cases} 2x & \text{hvis } Z_i = x, \quad P(Z_i = x|X_i = x) = \begin{cases} 1 & \text{hvis alle } U_j \neq x \text{ (og } Z_i = x) \\ \frac{1}{2} & \text{hvis én } U_j = x \text{ (og } Z_i = x) \end{cases} \\ \frac{x}{2} & \text{hvis } U_i = x, \quad P(U_i = x|X_i = x) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{hvis én } Z_j = x \text{ (og } U_i = x) \\ 1 & \text{hvis alle } Z_j \neq x \text{ (og } U_i = x) \end{cases} \end{cases}$$

Betinget forventet beløp i konvolutt B gitt grunnbeløpet z:
$E(Y_i|Z_i = z) = z \cdot P(Y_i = z|Z_i = z) + 2z \cdot P(Y_i = 2z|Z_i = z) = z\frac{1}{2} + 2z\frac{1}{2} = \frac{3}{2}z$

Ubetinget forventet beløp:
$E(Y_i) = EE(Y_i|Z_i = z) = \frac{3}{2}EZ \quad$ der $EZ = \sum_{j=1}^{N} z_j \frac{1}{N}$

Betinget forventet beløp i konvolutt B gitt x kroner i konvolutt A:

$$E(Y_i|X_i = x) = \begin{cases} 2x & \text{hvis alle } U_j \neq x \text{ og } Z_i = x \\ 2x\frac{1}{2} + \frac{x}{2}\frac{1}{2} = \frac{5}{4}x & \text{hvis én } U_j = x \text{ og én } Z_k = x \\ \frac{x}{2} & \text{hvis } U_i = x \text{ og alle } Z_j \neq x \end{cases}$$

Ubetinget forventet beløp i konvolutt B er som tidligere:

$$\begin{aligned} E(Y_i) &= EE(Y_i|X_i)) \\ &= \sum_{x:\ \text{alle } U_j \neq x \text{og } Z_i = x} 2x\frac{1}{2N} + \sum_{x:\ U_j = x \text{og } Z_i = x} (2x\frac{1}{2} + \frac{x}{2}\frac{1}{2})\frac{2}{2N} + \sum_{x:\ U_j = x \text{ og alle } Z_i \neq x} \frac{x}{2}\frac{1}{2N} \\ &= (\sum 2x\frac{1}{2N} + \sum 2x\frac{1}{2}\frac{2}{2N}) + (\sum \frac{x}{2}\frac{1}{2}\frac{2}{2N} + \sum \frac{x}{2}\frac{1}{2N}) \\ &= \sum_{x:\ Z_i = x} 2x\frac{1}{2N} + \sum_{x:\ U_j = x} \frac{x}{2}\frac{1}{2N} \\ &= \sum_{i=1}^{N} z_i\frac{1}{N} + \sum_{i=1}^{N} \frac{2z_i}{2}\frac{1}{2N} = \frac{3}{2}\sum_{i=1}^{N} z_i\frac{1}{N} = \frac{3}{2}EZ \end{aligned}$$

Vi ser at betinget forventet beløp ved å bytte konvolutt gitt at vi kjenner beløpet i egen konvolutt er enten $2x$, $\frac{5}{4}x$ eller $\frac{x}{2}$ avhengig av verdien til x.

Vi skal videre undersøke hvordan det går med $E(Y_i|X_i = x)$ når antall konvoluttpar økes slik at Z kan anta en hvilken som helst positiv verdi bare N er tilstrekkelig stor.

Antar $2n$ konvoluttpar med grunnbeløp:
$Z \in \{c_n, 2c_n, 3c_n, \cdots, 2nc_n\}$
La $n \to \infty$ og $c_n \to 0$ slik at $nc_n \to \infty$

Da er

$$\begin{aligned} P(U_j \neq x, Z_i = x) &= \frac{2n}{2}\frac{1}{4n} = \frac{1}{4} \\ P(U_j = x, Z_i = x) &= \frac{2n}{2}\frac{1}{2n} = \frac{1}{2} \\ P(U_i = x, Z_j \neq x) &= \frac{2n}{2}\frac{1}{4n} = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

Forventet beløp ved å bytte er uforandret når antall konvoluttpar økes. $\frac{5}{4}x$ kan fremdeles *ikke* tolkes som en forventningsverdi selv om vi tillater grunnbeløpet å anta alle positive verdier.

Referanse:

Christensen,R.& Utts,J. Bayesian Resolution of the "Exchange Paradox", The American Statistician, pp 274-276, 1992.

Elinor Ytterstad

Univ. i Tromsø

Uteglemmelse...

I forrige nummer av Tilfeldig Gang, Nr. 4, 1994, ble desverre siste avsnitt i seksjon 5 av innlegget til Håvard Rue og Brynjulf Owren (*On a Christmas Party Problem*), uteglemt når TG ble redigert (noe kanskje den oppmerksomme leser merket?). Det nedenforstående skal da følge rett etter ligning 14 på side 19, i nevnte bidrag.

From this we obtain

$$\begin{aligned} G_{N_n}^{(1)}(1) &= 1, && \text{and then} \\ \mathrm{E}(N_n) &= 1, \\ G_{N_n}^{(2)}(1) &= 1, && \text{and then} \\ \mathrm{Var}(N_n) &= G_{N_n}^{(2)}(1) + G_{N_n}^{(1)}(1)\left(1 - G_{N_n}^{(1)}(1)\right) \\ &= 1. \end{aligned}$$

The variance of N_n is then independent of n, $n \geq 2$. In fact, we can do even better as from (14) we find

$$G_{N_n}^{(j)}(1) = \mathrm{E}\left(N_n(N_n-1)\cdots(N_n-(j-1))\right) = \begin{cases} 1, & 0 \leq j \leq n, \\ 0, & j > n. \end{cases}$$

This means that all jth order moments are equal and independent of n for $n \geq j$,

$$\mathrm{E}(N_n^j) = \mathrm{E}(N_m^j), \qquad \text{for } 0 \leq j \leq \min(m,n).$$

Det 8. norske statistikermøte

Åsgårdstrand 12.–14.juni 1995

Påmelding og betaling

Påmelding til Geir Storvik, epost; geirs@math.uio.no eller post; Matematisk Institutt, Avdeling for Statistikk, Postboks 1053 Blindern, 0316 Oslo 3.

Betaling av konferanseavgiften, kr 400 (kr 600 ved betaling etter fristen), til Norsk Statistisk Forening i Oslo, ved Arnfinn Schjalm, Steinspranget 63, 1156 Oslo, postgirokonto: **0809.34.68113**

Frist for påmelding og betaling: **25.4.95.**

Hotell-regningen, ca kr 2000, betales direkte til Åsgårdstrand-hotell.

Transport

Det er planlagt båt fra Akerbrygge i Oslo kl 09.00 12.6.95 til Åsgårdstrand ca kl 11.00. Tilbakereisen vil bli enten med båt eller buss. Pris ca kr 250 tur og retur for begge alternativene.

Tilbud om organisert transport vil bli sendt ut sammen med programbladet for konferansen.

Spørsmål kan stilles til Geir Storvik på epost (adresse over) eller på telefon 22 85 58 94.

Påmeldingsskjema

Ønsker overnatting på hotell: Ja / Nei
Ønsker transport: Ja / Nei

Navn:
Adresse:
Postnummer:

21ST EUROPEAN MEETING OF STATISTICIANS
21 – 25 AUGUST, 1995
UNIVERSITY OF AARHUS – DENMARK

REGISTRATION FORM

Kindly return this form as soon as possible and **preferably before 1 June, 1995**, to: AARHUS CONVENTION BUREAU, Raadhuset, DK–8000 Aarhus C, Denmark. Phone:++45 86 12 11 77; Fax:++45 86 12 08 07.

(PLEASE TYPE)

Surname:	First name:
Institution:	
Mailing address:	
Postal code:	City:
Country:	E–mail:
Phone: (+ country code):	Fax:
Accompanying person(s) Surname:	First name:

	REGISTRATION FEES	DKK	TOTAL
001	Member of the Bernoulli Society – paid before 1 June, 1995	1400	
002	Member of the Bernoulli Society – paid after 1 June, 1995	1650	
003	Non–member – paid before 1 June, 1995	1550	
004	Non–member – paid after 1 June, 1995	1800	
005	Joining member – paid before 1 June, 1995	1400	
006	Joining member – paid after 1 June, 1995	1650	
007	Accompanying person(s)	325	

NO. OF PERS.	DATE		SOCIAL PROGRAMME – NOT VALID WITHOUT TICKET		
	20.8	100	Welcome Reception (Institute of Mathematics)	0	
	21.8	200	Civic Reception & Buffet (The City Hall)	0	
	23.8	300	City Sight–seeing Tour	255	
	23.8	400	Excursion to Ebeltoft	275	
	23.8	500	Excursion to the Lake District of Silkeborg	275	
	24.8	600	Conference Dinner (Varna Mansion)	400	
		700	Lunches (21, 22, 23, 24 and 25 August)	350	

NB! Please state No. of persons also when arrangements are inclusive. Total DKK _____

The above amount has been:

_____ transferred to postal cheque account No. 2 09 80 16.

_____ enclosed by cheque in Danish Crowns, drawn on a Danish bank made payable to: EMS, c/o Aarhus Convention Bureau, Raadhuset, DK–8000 Aarhus C, Denmark.

_____ enclosed by Eurocheque in Danish Crowns (max. DKK 1.500 per cheque).

_____ transferred: Order to: EMS, c/o Aarhus Convention Bureau. Account No. 3627–3258011031, Den danske Bank, 2–12 Holmens Kanal, DK–1092 Copenhagen K.

_____ creditcard: _____ Visa _____ Diners _____ Eurocard _____ MasterCard _____ JCB _____ Dankort

Card number: _____ Expires: _____

Card holder's signature: _____

NB! Fees, if any, are at the sender's expense.

ACCOMMODATION Category		DKK per night (approx.)	No. of rooms	Date of arrival	Date of departure
A. with bath / shower / toilet	single room	1045			
	double room	1225			
B. with bath / shower / toilet	single room	420 – 575			
	double room	505 – 780			
C. primarily without bath / shower / toilet	single room	325 – 340			

The room prices include breakfast, VAT and service charges. Payment directly to hotel upon departure. NB! Should the preferred category be fully booked, we reserve the right to book you a room in another category. Please state alternative choice–category: _____. I wish to share a double room with (state name): _____

_____ _____

date signature

NASJONALT DOKTORGRADSKURS I STATISTIKK 1995:
Videregående asymptotikk: Teori og anvendelser

Innhold:
Målet med kurset er å vise den brede nyttigheten av begreper og metoder innen videregående statistisk asymptotikk. Med 'videregående' menes at deltagerne bør ha en rimelig 'working knowledge' av de store talls lov, sentralgrenseteoremer med anvendelser, og asymptotisk normalitet i vanlige situasjoner. Kurset vil trekke frem forskjellige retninger som springer videre fra dette stoffet, både klassiske og mer moderne, og gi en kort innføring i de sentrale begreper og metoder. Intensjonen er å komme raskt frem til hovedidéer og anvendelser uten å gå helt ned på dypet i hver enkelt retning. --- Blant temaene vil være likelihood-inferens, empiriske prosesser, Edgeworth- og sadelpunkt-approksimasjoner, noe om hvorfor bootstrapping virker (eller ikke), og endelig noe om martingal-grensesetninger.

Forum:
Dr.grads-studenter i statistikk i Norge. Vi håper også at en og annen svensk eller dansk doktorand vil benytte anledningen. Også cand.scient.-studenter, med passende bakgrunn (tilsvarende Oslo-kurset ST 201), er velkomne; eksamen vil kunne gå inn i cand.scient.-graden. Endelig er dette en *etterutdanningsmulighet* for arbeidende statistikere. Det bør presiseres i miljøene at doktorgradsstudenter er ønskede deltagere selv hvis de tilfeldigvis ikke skal ta eksamen. Dette er jo ment å være de kanoniske anledninger for disse, for å se og føle at de er en del av et større norsk miljø.
VENNLIGST SPRE DENNE INFORMASJONEN TIL ALLE TENKELIGE INTERESSERTE.

Kurssted:
Blindern, Matematisk Institutt, Universitetet i Oslo.

Tidspunkt:
Kurset gis over to isolerte og noe avkortede uker, én før og en etter sommerferien. Studentene skal utføre et passende prosjektarbeid i mellomtiden.
Den første delen er **torsdag 15., fredag 16., lørdag 17. og mandag 19. juni,**
rett etter det norske statistikermøtet i Åsgårstrand;
og den andre luten blir **mandag 4.--torsdag 7. september**.

Eksamen:
I tillegg til obligatorisk prosjektoppgave vil det bli arrangert en skriftlig seks-timers eksamen i etterkant av kurset. Kurset er på **tre vekttall**.

Fagansvarlige:
Professor Nils Lid Hjort, Matematisk Institutt, Universitetet i Oslo.
Professor Per A. Mykland, University of Chicago, vil være annen-foreleser.

Ansvarlig institusjon:
Matematisk institutt, Universitetet i Oslo.

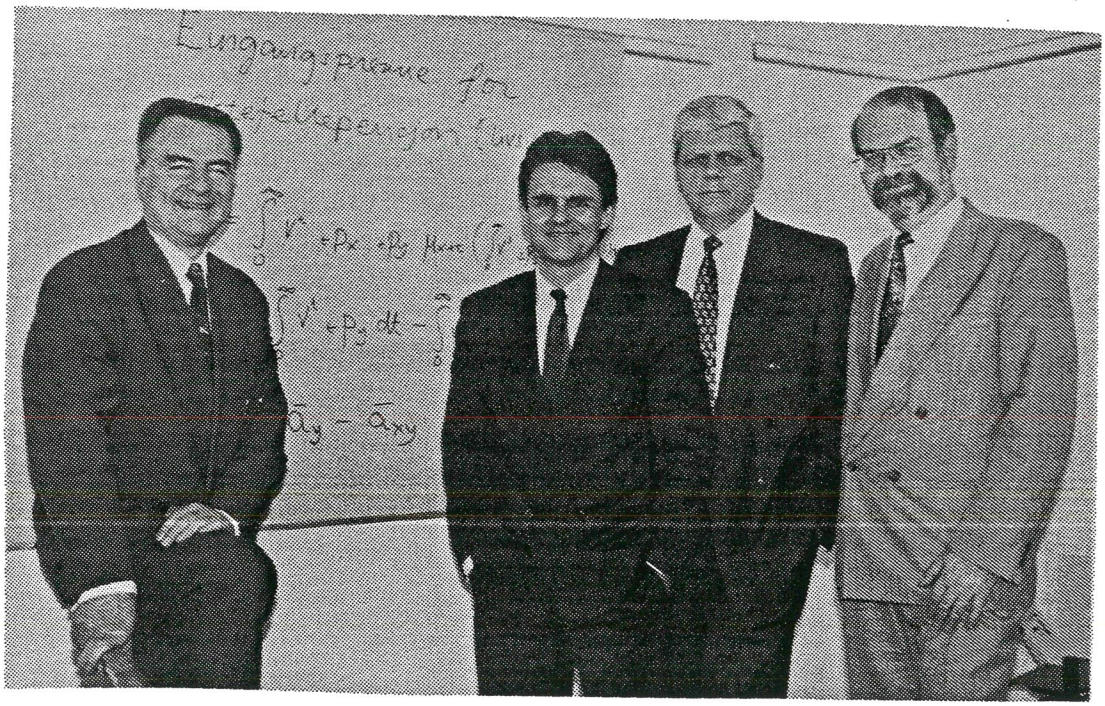
Utgifter:
Det er søkt om midler som vil gjøre kurset latterlig billig! Deltagerne må imidlertid selv sørge for husvære de aktuelle netter.

Påmelding og ytterligere opplysninger:
Til Nils Lid Hjort, Matematisk Institutt, P.B. 1053 Blindern, N-0316 Oslo; elektronisk post nils@math.uio.no, telefon 22 85 59 54, fjernfacsimile 22 85 43 49.

Påmeldingsfrist:
15. april 1995.

Kursmateriell:
Noen 'Lecture Notes' av Nils Lid Hjort, samt en referanseliste med anvisninger, vil bli tilsendt de påmeldte like etter påmeldings-fristen (til en meget moderat kopieringspris).

Illustrasjon til historien på de neste to sidene; hentet fra 'På Høyden': Tre forsikringsselskaper skal finansiere hovedfag i forsikringsmatematikk ved UiB. Her står fakultetsdirektør Kjell Sælen (til h.) sammen med toppsjefene Bjørn Elvestad, Vital (t.v.), Trygve Bruvik, Vesta og Harald Karlsen, PMS Norden. (Foto: Vital)



Aktuarstudium i Bergen

I høst mottok Matematisk institutt en henvendelse fra forsikringsmiljøene i Fyllingsdalen med spørsmål om en kunne være med å på avhjelpe mangelen på aktuarer i de bergenske selskapene. Dette kom egentlig ikke som noen stor overraskelse. Vi hadde lenge visst at Universitetet i Oslo har hatt problemer med å få besatt lærerstillingene i forsikringsmatematikk. Vi har også tatt de mange annonser fra forsikringselskaper etter aktuarer i aktuarforeningens medlemsblad som en indikasjon på at etterspørselen etter aktuarer er vesentlig større enn tilgangen. Under slike forhold er det vanskelig å motivere folk som allerede har slått seg ned i Oslo til å flytte på seg. Til det er tidene for aktuarer for gode. Så også for forsikringsselskapene i provinsen gjelder vel Ibsens ord fra "Terje Vigen": "Den fattige sultet, den rike led savn". Som vanlig håper en at folk som er utdannet utenfor hovedstaden vil forbli der.
Ved Universitetet i Bergen har vi hittil betraktet utdannelse av aktuarer som et ansvar for Universitetet i Oslo selv om emnet "Skadeforsikring" har vært forelest og flere hovedfagsoppgaver har vært gitt med tema fra forsikring og finans. En ytterligere bakgrunn for henvendelsen er sikkert at 6 statistikere[1] med sin utdannelse fra Bergen arbeider eller har arbeidet i Vital og Vesta, noen med og noen uten aktuarkompetanse.
Som det fremgår av vedlagte utklipp fra det interne meldingsbladet for Universitetet i Bergen "På Høyden" vil forsikringsselskapene Vesta og Vital og dataselskapet PMS Norden finansiere en førsteamanuensisstilling i statistikk ved Matematisk institutt for 4 år for å dra det i gang. Dette er ikke første gang at instituttet har fått finansiert en stilling fra næringslivet. I 1964 mottok UiB melding om at forsikringsselskaper og banker i Bergen var villige til å gi et "gaveprofessorat" i statistikk for 4 år. Det var starten på statistikkutdannelsen i Bergen.
Matematisk institutt har allerede opprettet emnene "Livsforsikring" og "Skadeforsikring". Foreløpig er de kopi av de tilsvarende emner i Oslo. Det førstnevnte foreleses dette semester med god deltagelse både av unge studenter og av ansatte i "giverselskapene". Det andre emnet kommer til høsten når den nye stillingen forhåpentligvis er besatt.

Trygve Nilsen

[1] Jens Løvik, Jostein Paulsen, Ole Lauvskar, Marit Holen, Astrid Lunde og Terje Schaathun

Forsikringsselskaper betaler nytt hovedfag

Nå skal det bli mulig å ta hovedfag i forsikringsmatematikk ved Universitetet i Bergen, skriver forsikringsselskapet Vital i en pressemelding. Sammen med Vesta og PMS Norden skal Vital finansiere en stilling som førsteamanuensis ved UiB. – Så lenge vi har styringen, ser jeg ingen betenkeligheter, sier fakultetsdirektør Kjell Sælen.

AV RØNNAUG TVEIT

Bakgrunnen for initiativet er at forsikringsselskapene i Bergen har behov for flere forsikringsmatematikere — eller aktuarer som er fagbetegnelsen. Styret ved Det matematisk-naturvitenskapelige fakultet har enstemmig takket ja til en bevilgning på 1,5 millioner kroner som skal dekke omkostningene ved en førsteamanuensisstilling i fire år.

Forsikringsmatematikk blir en ny retning innenfor matematikkstudiet, og man tar sikte på å uteksaminere tre hovedfagskandidater hvert år. Studiet starter til høsten.

– Det er positivt at næringslivet stiller risikokapital til disposisjon for å gi oss mulighet til å utvikle et nytt hovedfag. Blir det vellykket, er det sjanser for at universitetet senere kan videreføre studiet selv, sier fakultetsdirektør Kjell Sælen.

– Betyr dette at det er fritt fram for bedrifter som vil «kjøpe» seg et studium?

– Jeg ser ikke noe galt i at næringslivet åpner pengesekken, men vi sier ikke ja til hva som helst. Det avgjørende er at opplegget har forankring i fagmiljøet og at universitetet har den fulle kontrollen, sier Sælen, og understreker at samarbeidet med forsikringsselskapene har full oppslutning i fagmiljøet.

UTDANNE FOR MARKEDET

Fakultetsdirektøren er opptatt av at universitetet må oppfange signaler fra næringslivet.

– Universitetet har som oppgave å utdanne folk det er behov i samfunnet. Nå stiller den lokale forsikringsbransjen midler til disposisjon for at vi skal kunne tilby en utdannelse det er marked for. Da skulle det bare mangle at vi ikke vil samarbeide, sier Sælen. Han mener aktuarstudiet ved UiB også kan medvirke til at forsikringsselskapene blir i Bergen og ikke tar utflytting til Oslo, slik andre deler av næringslivet har gjort de senere årene.

Selskapene i Fyllingsdalen forsikrer at de ikke har tenkt å legge seg bort i den faglige siden av studiet.

– Vi har full tillit til at Universitetet tar hånd om det faglige. Utgangspunktet for avtalen er at selskapene i Bergen har behov for flere aktuarer og at vi ønsket å samarbeide med Universitetet i Bergen om å utdanne flere, sier informasjonssjef Harald Queseth i Vital.

INGEN FORTINNSRETT

– Vil de ferdigutdannede aktuarene gå rett til en jobb i et av de tre forsikringsselskapene?

– Nei, de vil ikke få noen fortrinnsrett, men må konkurrere på like fot med andre søkere, understreker Queseth.

Det er ikke første gang en stilling ved Mat.nat fakultetet blir finansiert av næringslivet. I 1981 bevilget et legemiddelfirma lønnsmidler til en tilsvarende stilling, opplyser Sælen. Den vanligste formen for eksternfinansiering er imidlertid støtte til forskningsprosjekter, ofte som lønn til stipendiater.

– I dagens budsjettsituasjon er vi helt avhengig av eksterne midler for å opprettholde den faglige virksomheten, sier fakultetsdirektøren.

Fra **'På Høyden'**, **Internavis for Universitetet i Bergen**

STATISTISK FORENING I BERGEN

opprettet 15/12 1983

Styret 1994

Formann	Rolv Terje Lie	Medisinsk Fødselsregister, UiB	tlf 55 97 46 63
Sekretær	Ågot Irgens	Yrkesmedisinsk avdeling, Haukeland Sykehus	tlf 55 97 38 82
Kasserer	Birgitte Espehaug	Seksjon for medisinsk informatikk og statistikk, UiB	tlf 5597 46 70
Styremedlem	Jan Aarseth	Matematisk Institutt, UiB	tlf 55 21 28 31

Bergen, 7. desember 1994

ÅRSBERETNING FOR 1994

Styret for 1994 har bestått av følgende personer:

Formann	: Rolv Terje Lie
Kasserer	: Birgitte Espehaug
Sekretær	: Ågot Irgens
Styremedlem	: Hans Julius Skaug/Jan Harald Aarseth

Årsmøte for 1993 ble holdt 9. februar. Regnskap ble godkjent og ny formann og kasserer ble valgt.

De inviterte foreleserne har vært:

09.02	Torbjørn Aasen, Haukeland sykehus	Kaosteori brukt innen medisin.
22.06	Terri H. Beaty, Johns Hopkins, Baltimore,USA	Use of log-linear models in genetic epidemiology.
26.10	Eivind Damsleth og Gyrid Johnsen, Norsk Hydro	Stokastiske metoder for reservoarbeskrivelse.
07.12	Jon Helge Knudsen Jostein Lillestøl	Elementærundervisning i statistikk, hvorfor og hvordan?

For styret:
Ågot Irgens
(sekretær)

Ågot Irgens

NYTT FRA UNIVERSITETET I OSLO

Uteksaminert cand. scient.

Dag Skinnes: "En programpakke for FM200 - Skadeforsikringsmatematikk og risikoteori"
Veiledere: Erik Bølviken, Knut Håkon Brox

Nyansettelse:

Pål Lillevold er ansatt som amanuensis II fra høsten 1994.

Statistical Research Reports:

Jørun Gåsemyr og Bent Natvig: Bayesian Estimation of Component Lifetimes Based on Autopsy Data. No 8 1994.

Søren Johansen og Anders Rygh Swensen: Testing rational expectations in vector autoregressive models. No 9 1994.

Nils Lid Hjort og Michael C. Jones: Local Fitting of Regression Models by Likelihood: What's Important? No 10 1994.

Nils Lid Hjort: Should the Olympic sprint skaters run 500 meters twice?

NYTT FRA UNIVERSITETET I BERGEN

Uteksaminerte cand. scient.

Terje Schaathun: "Parametriske modeller for saksbehandling. Valg og tilpasning."
Veileder: Trygve Nilsen

Knut Ivar Låstad: "Prognoser i tidsrekkeanalyse."
Veileder: Hans Karlsen

NYTT FRA NTH

Ferdige sivilingeniører

John Bjørnar Bremnes: 'Multippel ikke-parametrisk regresjon ved hjelp av splines'.
Veileder: Bo Lindqvist.

Anders T. Frøvig: 'Følsomhetsanalyse for sannsynlighetsfordelinger i stokastisk programmering'.
Veileder: Professor Stein W. Wallace, Institutt for økonomi, NTH. (Faglærer ved NTH: John S. Tyssedal.)

Ole Martin Halck: 'On Geometric Correction of Landsat Thematic Mapper Satellite Imagery'.
Veileder: Rune Solberg, Norsk Regnesentral. (Faglærer ved NTH: Håvard Rue.)

Henning Hurum Hansen: 'Uncertainty in Event Trees with Application to ASAP'.
Arbeidet er utført ved Aker Engineering a.s. (Faglærer ved NTH: Stian Lydersen).

Ragnar Hauge: 'Markov chain Monte Carlo simulation of spatial time series'.
Veileder: Henning Omre.

Knut Heggland: 'Nonparametric estimation in trend-renewal processes'.
Veileder: Bo Lindqvist.

Trond Leikvoll: 'Error analysis methodologies for nonlinear least squares problems with application to flow through porous media'.
Veileder: Dr. J.E. Nordtvedt og prof. A.T. Watson, Rogalandsforskning, Stavanger. (Faglærer ved NTH: Henning Omre.)

Helene Hafslund Thorsteinsen: 'Statistisk evaluering av forkastningsdata'}.
Veileder: Overgeolog Christopher Townsend, STATOIL GFoU, Trondheim.
(Faglærer ved NTH: Henning Omre.)

Forskningsrapporter.

Håvard Rue: An estimator for images with ordered colors.
Statistics No.6/1994

Mette Langaas: Discrimination and classification.
Statistics No.1/1995

Ragnar Hauge: Markov chain Monte Carlo simulation of spatial time series.
Statistics No. 2/1995

Mette Langaas: Mixture codebook classification. Part 1: Method outline.
Statistics No.3/1995

Ingrid Glad and Giovanni Sebastiani: A Bayesian approach to synthetic magnetic resonance imaging.
Statistics No. 4/1995

NYTT FRA NLH

Forskningsrapporter.

Inge Helland: Simple counterexamples against the Conditionality Principle.
1994 - 5

Inge Helland: A population approach to analysis of variance models.
1995 - 1

Trygve Almøy: A simulation study on comparison of prediction methods when only a few components are relevant.
1995 - 2

Medlemskap i Norsk Statistisk Forening

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

Norsk Statistisk Forening v/Eva Seim
Nycomed Imaging
p.b. 4220 Torshov
0401 OSLO

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

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

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

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

Bidrag til Tilfeldig Gang

Neste nummer av Tilfeldig Gang vil forhåpentligvis komme ut i juni 1995. Alle slags bidrag til bladet er velkommen, enten det gjelder nye temaer av interesse for norske statistikere, eller man har kommentarer til innlegg som allerede har stått i bladet. Stoff til neste nummer må være redaktørene i hende senest 1. juni 1995.

Adressen til redaktørene er:

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

Telefon 64 94 88 75

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

Telefon 64 94 88 72

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

SWENSEN,ANDERS RYGH
STATISTISK SENTRALBYRÅ
P.B. 8131 DEP.
0033 OSLO 1 94

Returadresse:

TILFELDIG GANG v/Eva Seim
NYCOMED Imaging
Postboks 4220 TORSHOV
0401 OSLO