



ISSN 0803-8953

Tilfeldig gang

Nr. 1, årgang 38

Mai 2021

Utgitt av Norsk statistisk forening

Redaksjonelt

Fra lederen	1
Fra redaksjonen	1

Tankenøtter

Pusleri nr. 55	3
Pusleri nr 54 (løsning)	3

Artikler

Vi er alle begrensete	7
Hvem er statistiker?	12
Tilsvar fra NSF-leder	13
USIKKERHET I MÅLINGER: Et varsko og en bokanmeldelse	14
A Wizard Predicts New COVID-19 Cases	21

Nye PhDer

Information in local curvature	28
--	----

Kunngjøringer

Welcome to Tromsø and NORDSTAT 2021	30
---	----

Meldinger

Nytt fra Oslo senter for biostatistikk og epidemiologi	31
Nytt fra NTNU	31
Nytt fra Stavanger	32
Nytt fra Matematisk institutt ved Universitetet i Oslo	32
Nytt fra UiB	35

Fra lederen

Henning Omre | Trondheim

Hei NSF-medlemmer !

En lang vinter og vår preget av corona-smitte er tilbakelagt. NSF-aktiviteten i lokal-lagene har vært preget av strenge corona-tiltak. Det har vel i praksis ikke vært noen aktivitet lokalt. Slik ble det i 2021 – men nå er det lys i enden av tunnelen.

NSF sentralt har imidlertid vært mer aktive. Styret har bidratt aktivt i EuroStat/SSB Statistikk-konkurranse for ungdoms- og videregående-skoler. Denne tevlingen ble annonsert for NSF-medlemmene like før års-skiftet, og den består av tre deler. Del en var åpen for lag fra alle skoler og velvalgte spørsmål skulle besvares digitalt. De beste fra del en ble invitert til del to hvor en presentasjon av et gitt tema skulle lages – årets tema var Stortingsvalg gjennom tidene. Vinnerne i hver klasse, samt to publikumsfavoritter, gikk videre til den europeiske finalen hvor vinnerne kåres 31.05. De norske vinnerne av del to ble: Gressvik Ungdomsskole i Fredrikstad og Arendal Videregående Skole i Arendal. Konkurransen ble, trass i corona-tiltak som holdt mange skoler på rødt/gult nivå, en stor suksess – omtrent 370 lag deltok som betyr at over 1000 elever var aktive. NSF Styret bidro aktivt med å kvalitetssikre oppgave-tekstene – takk til Geir Arne Kjønsstad – og NSF-lederen satt i juryen som kåret vinnerne. Videre utarbeidet NSF/NTNU, i samarbeid, støtte-informasjon til deltakerne om sannsynlighet og statistikk – takk til Mina Spremic. Denne tevlingen skal arrangeres årlig, og SSB ønsker bidrag fra NSF, noe Styret har lovet.

Det er vel passende å minne om NordStat 2021 – selv om mange frister allerede er utløpt. Vi møtes vel i Tromsø – fysisk eller digitalt - fra 21.-24.06.2021. NSF Hovedmøte 2021 arrangeres Tirsdag 22.06 kl 1600 – også det både fysisk og digitalt. I løpet av møtet vil Sverdrup-prisene utdeles, en rekke Forslag vil bli diskutert og et nytt NSF Styre vil bli valgt. Alle er viktige saker.

Til slutt vil jeg takke alle tillitsvalgte i NSF i perioden 2019-21 for god innsats – selv om mange planlagte aktiviteter måtte avlyses grunnet corona-restriksjoner. NSF Styret 2019-21 takker herved for seg – og ønsker påtroppende Styre lykke til.

HENNING OMRE

Fra redaksjonen

Tore Selland Kleppe, Jan Terje Kvaløy, Stein Andreas Bethuelsen | Stavanger/Bergen

Igjen ønsker redaksjonen å takke alle som har bidratt med stoff til denne utgivelsen. Videre ønsker vi å takke for oss og ønsker lykke til

til neste redaksjon som skal velges i NSF's hovedmøte i juni 2021.

Til sist vil vi bemerke at på grunn av en epost tapt i et spam-filter er artikkelen til Hoffmann publisert en utgave for sent.

Pusleri nr. 55

Jostein Lillestøl (Jostein.lillestol@nhh.no) | Bergen

Pål er tilbudt et spill der en i hver spilleomgang kan vinne 1 myntenhet eller tape 1 myntenhet. Sannsynligheten for å vinne i en spilleomgang er imidlertid avhengig av spillerens monetære status for øyeblikket i forhold til utgangspunktet $S = 0$. Dersom status er $S \equiv 0 \pmod{3}$ er sannsynligheten for å vinne 1 enhet kun lik $1/10$, ellers er denne sannsynligheten hele $3/4$. Pål lurte på om dette er rettferdig spill, gitt at han er tvunget til å følge dette oppsettet. På baksiden av en konvolutt noterer han at den ugunstige sannsynligheten opptrer ved status $0, \pm 3, \pm 6, \pm 9, \dots$ som utgjør en tredjedel av tallinjen, slik at den ubetingede sannsynligheten for å vinne en spilleomgang blir

$$P(\text{Vinne}) = \frac{1}{3} \frac{1}{10} + \frac{2}{3} \frac{3}{4} = \frac{16}{30} > \frac{1}{2}$$

Jøss, dette er til min fordel tenker Pål, og setter i gang å spille. Etter en (lang) stund uteblir den forventede positive gevinst, og han lurte på om noe er galt i utregningen. Kan du hjelpe Pål?

Pusleri nr. 54 (løsning)

Jostein Lillestøl

Oppgaven var: Under en pandemi har myndighetene krevd stans av organisert idrettslig aktivitet, også den som ikke innebærer kontakt mellom aktørene. Etter en tid får enkelte idretter starte trening under forutsetning av at det holdes avstand. Anta at det også gjelder for standplassen på en skytebane, der skytterne ligger på linje i båser, og at reglene sier at ingen kan ha bås rett ved siden av hverandre. Betrakt en skytebane med $n=5$ båser

1	2		3	4	5
---	---	--	---	---	---

Anta at skyttere ankommer etter tur, og velger bås etter «first come, first serve» prinsippet. Disse skytterne er ikke av det glupeste slaget, og er også uvillige til å bytte bås etter å ha gjort sitt valg. Anta at hver ankommen skytter velger bås tilfeldig blant de som fremdeles er ledige og samtidig oppfyller regelen om avstand. Når ingen flere får plass starter en skyteomgang.

Hva er sannsynlighetene for at banen blir/ikke blir utnyttet optimalt, og hva er forventet antall skyttere som får skyte i hver omgang? Hommelvik Skytterlag åpnet sommeren 2020 sin nye 100 meters bane med $n=7$ båser (og eget rom med kaffekrok). Hva blir her sannsynlighetene og forventningen?

For et stort antall skyttere n og det samme antall tilgjengelige båser, hva er andelen skyttere som får plass, dersom de oppfører seg som ovenfor?

Løsning : Med $n=5$ båser er det i beste fall plass til tre skyttere, i verste fall bare to. De mulige utfall med tilhørende sannsynligheter er gitt i tabellen nedenfor. Eksempelvis: Dersom den først ankomne velger bås nr. 1 (sannsynlighet $1/5$), er den neste nødt til å velge bås nr. 3, 4 eller 5. Velger denne bås nr. 4 (sannsynlighet $1/3$) er det ikke plass til flere ($X=2$). Velger denne bås nr. 3 eller bås nr. 5 (sannsynlighet $1/3+1/3$), har også en tredjemann en tilgjengelig bås (sannsynlighet 1). Her er det altså de andre ankomne som forkludrer. Mer ødeleggende er dersom den først ankomne velger bås nr. 2 eller bås nr. 4. Da er det ikke plass til alle tre uansett hva de neste gjør.

Utfall	14	24	25	41	42	52	$X=2$
Prob	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{8}{15}$
Utfall	135	153	315	351	513	531	$X=3$
Prob	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$	$\frac{7}{15}$

Sannsynligheten for full utnyttning iht. avstandsregelen er dermed $7/15$, altså litt mindre enn 50%. Forventet antall skyttere som får plass er $EX=2 \cdot 8/15 + 3 \cdot 7/15 = 37/15$.

For $n=6$ er de mulige verdiene av X fortsatt 2 og 3. Sannsynlighetene finnes enklest ved å merke seg at nå vil full utnyttelse kunne forhindres bare når de to først ankomne velger bås nr. 2 og 5. Det skjer med sannsynlighet $1/6 \cdot 1/3 + 1/6 \cdot 1/3 = 1/9$. Forventningen blir $EX=2 \cdot 1/9 + 3 \cdot 8/9 = 26/9$.

For $n=7$ kan X anta verdiene 3 og 4. Full utnyttelse kan nå oppnås eller forhindres på flere ulike måter. Ser vi på hvordan valgene til de to først ankomne kan lede til full utnyttelse, er det fire tilfeller:

Først ankomne velger endebås og den andre ankomne velger endebås blant de nå tillatte: $8 \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{3}$.

Først ankomne velger endebås og andre ankomne velger ikke endebås: $4 \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2}$.

Først ankomne velger ikke endebås og andre ankomne velger endebåsen på «trang side»: $4 \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3}$.

Først ankomne velger ikke endebås og andre ankomne velger båsen på «vide side»: $8 \cdot \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2}$.

Lagt sammen gir dette sannsynligheten 34/105 for full utnyttelse og dermed 71/105 for ufullstendig.

Forventningen til antall plasserte blir derfor $EX = 3 \cdot 71/105 + 4 \cdot 34/105 = 349/105$.

For $n=9$ vil X kunne anta tre mulige verdier, 3, 4 og 5, og antallet vi øke med n . Det er ikke lett å finne et formeluttrykk for sannsynlighetene for vilkårlig n . Det er imidlertid enkelt å etablere en rekursjonsformel for forventet antall plasserte skyttere for gitt n , kall forventningen a_n . Formelen er

$$a_n = 1 + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n-2} a_i$$

Formelen uttrykker 1 (den først plasserte) pluss forventet antall plasserte utover den første. Resultatene ovenfor bekreftes ved følgende beregninger:

$$\begin{aligned} a_3 &= 1 + \left(\frac{2}{3}\right) \cdot 1 = 5/3 \\ a_4 &= 1 + \left(\frac{2}{4}\right) \cdot (1 + 1) = 2 \\ a_5 &= 1 + \left(\frac{2}{5}\right) \cdot \left(1 + 1 + \frac{5}{3}\right) = 37/15 \\ a_6 &= 1 + \left(\frac{2}{6}\right) \cdot \left(1 + 1 + \frac{5}{3} + 2\right) = 26/9 \\ a_7 &= 1 + \left(\frac{2}{7}\right) \cdot \left(1 + 1 + \frac{5}{3} + 2 + \frac{37}{15}\right) = 349/105 \end{aligned}$$

Begrunnelsen for rekursjonsformelen skjer ved betinging med omsyn til den først ankomnes valg av bås nr. k , som skjer med sannsynlighet $1/n$, for $k=1,2,\dots,n$. Den neste ankomne står foran følgende:

For $k=1$ og n : En valgsituasjon med $n-2$ sammenhengende båser.

For $k=2$ og $n-1$: En valgsituasjon med $n-3$ sammenhengende båser.

For $2 < k < n-1$: En valgsituasjon med to områder med henholdsvis $k-2$ og $n-k+2$ båser.

Ved betinging og summasjon over k , ser vi at de betingede forventninger for antall ytterligere plasserte kan uttrykkes ved de ubetingede forventningene på en slik måte at hver $a_i, i = 1, 2, \dots, n-2$ forekommer to ganger i summen.

Rekursjonsformelen ovenfor kan skrives (som påpekt av Jarle Tufto, takk til han!)

$$a_n = 1 + \frac{2}{n} (a_{n-2} + \frac{n-1}{2} (a_{n-1} - 1))$$

som gir oss rekursjonen

$$a_n = \frac{n-1}{2} a_{n-1} + \frac{2}{n} a_{n-2} + \frac{1}{n}$$

Numerisk beregning med startverdiene $a_1 = a_2 = 1$ gir at a_n vokser tilnærmet lineært med n , og med vinkelkoeffisient omtrent lik 0.432.

Rekursjonen er en inhomogen differensligning med ikke-konstante koeffisienter.

En analytisk løsning $\{a_n\}$ kan finnes ved hjelp av den genererende funksjon $A(x) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n x^n$. Med utgangspunkt i differensligningen og utnytte den deriverte $A'(x) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n n x^{n-1}$, får vi følgende differensialligning for den genererende funksjon:

$$A'(x) = \frac{1}{(1-x)^2} + \frac{2x}{1-x} \cdot A(x)$$

Denne har løsning

$$A(x) = \frac{1 - e^{-2x}}{2(1-x)^2}$$

Rekkeutvikling gir følgende sluttede uttrykk for forventningen

$$a_n = \sum_{i=1}^n (-2)^{i-1} \frac{(n-i+1)}{i!}.$$

Som sjekk beregnes $a_5 = 5 - 4 + 2 - \frac{2}{3} + \frac{2}{15} = \frac{37}{15}$, dvs. som funnet ovenfor.

Av formelen følger også at $a_n/n \rightarrow \frac{(1-e^{-2})}{2} \approx 0.43233235838$ når $n \rightarrow \infty$

Merknad: Differensialligningen kan også utledes uten å gå veien om den avledede differensligning. Vi skriver da $a_{n+1} = 1 + \frac{2}{n+1} \sum_{i=1}^{n-1} a_i$, som alternativt kan uttrykkes som

$a_{n+1} = 1 + \frac{2}{n+1} \sum_{i=0}^n b_i \cdot a_{n-i}$, der $a_0 = 0$ og $\{b_n\}$ er sekvensen $\{0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, \dots\}$ med genererende funksjon $B(x) = x/(1-x)$. Her er $c_n = \sum_{i=0}^n b_i \cdot a_{n-i}$ konvolusjonen $\{c_n\} = \{b_n\} * \{a_n\}$ med generende funksjon $C(x) = B(x) \cdot A(x)$

Vi er alle begrensede

Inge S. Helland | Oslo

Dette er den siste i serien av TG-artikler : ‘Kan statistikere forstå kvantemekanikken?’ Jeg vil konkludere med at svaret kan være ja, men et begrenset ja.

Først : Kan et tema som diskuteres opp og ned ad stolpe blant fysikere ha interesse for statistikere? Bell’s ulikhet er et slikt tema. Jeg skal prøve å vise at noen sider ved denne diskusjonen også kan ha interesse for statistikere: Enhver matematisk modell er knyttet til en person eller til en gruppe personer, og denne personen/ disse personene vil alltid ha sine begrensninger.

Fysikerne snakker om to observatører, Alice og Bob, som er så langt fra hverandre at de ikke kan kommunisere. Midt mellom dem er en kilde som sender ut par av partikler, en til hver av dem; tenk på dem som elektroner. Hvert par er i en tilstand av totalt spinn 0, og Alice og Bob måler spinnkomponenten av sin partikkel i en bestemt retning. Si at Alice får verdien $X = \theta$, som kan være ± 1 , mens Bob får verdien $Y = \eta$, også ± 1 .

Det er avgjørende i hvilken retning spinnkomponentene måles. Si at Alice har valget mellom retningene a og a' , og kaller den tilhørende responsen $A = \theta^a$ og $A' = \theta^{a'}$, mens Bob velger mellom retningene b og b' og kaller responsen sin $B = \eta^b$ og $B' = \eta^{b'}$.

Diskusjonen blandt fysikerne går tilbake til John Bell [1]. Her ble spiren til det som kalles Bell’s ulikhet lagt, en ulikhet som har mange varianter. Den mest kjente varianten er CHSH ulikheten, lansert i [2]. Utgangspunktet er eksperimentet skissert over, og notasjonen introdusert der.

Den avgjørende antakelsen er at variablene som jeg har kalt A, A', B og B' ‘finnes’ i en eller annen forstand; dette må bety i det minste at de finnes, samtidig, i forhold til en eller annen observatør. Hvis dette holder, vil de alle ta verdiene ± 1 (i alle fall for denne observatøren), og vi kan argumentere som følger.

I forhold til denne observatøren har vi den opplagte ulikheten

$$AB + A'B + AB' - A'B' = A(B + B') + A'(B - B') \leq 2. \quad (1)$$

Argumentet er ganske enkelt. B og B' er enten like eller ulike. I det første tilfellet er $B - B' = 0$ og $B + B' = \pm 2$; i det andre tilfellet er $B - B' = \pm 2$ og $B + B' = 0$. Derfor er $A(B + B') + A'(B - B')$ lik enten A eller A' (som begge er ± 1) multiplisert med ± 2 . Alle disse mulighetene fører til $AB + A'B + AB' - A'B' = \pm 2$.

Vår tenkte observatør kan nå tenke på at Alice og Bob gjør n gjentatte målinger på n par av partikler, der de to hver gang velger retninger på en eller annen måte. Han vil da ut fra (1) predikere

$$\overline{AB} + \overline{A'B} + \overline{AB'} - \overline{A'B'} \leq 2. \quad (2)$$

Endelig kan observatøren tenke seg en eller annen matematisk modell for dette forsøket, der A, A', B og B' er stokastiske variable. Uansett hvordan denne modellen er, vil han ut fra betraktningene over konkludere med at

$$E(AB) + E(A'B) + E(AB') - E(A'B') \leq 2. \quad (3)$$

Dette er den berømte CHSH ulikheten. Det meget overraskende er nå: 1) I kvantemekanikken kan forventningene $E(AB)$ osv. beregnes ut fra det som kalles Born's formel. Da viser det seg at retningene a, a', b og b' kan velges slik at (3) ikke holder. Den maksimale verdien venstre side av (3) kan ha, er $2\sqrt{2}$. 2) En rekke empiriske eksperimenter; de mest nøyaktige fra 2015 var designet for å imøtegå alle innvendinger, har vist at til og med ulikheten (2) kan bli brutt!

Hva kan ha gått galt med resonnementet over? La oss prøve å danne oss et bilde av hvordan observatøren over kan være. Vi tenker oss at Alice og Bob har gjort en serie på n målinger som beskrevet over, der de hver gang har valgt retninger a/a' og b/b' på en eller måte, fått responser A/A' og B/B' , og så overlatt alle dataene sine til en intelligent og kunnskapsrik person Charlie. Han kan for eksempel være statistiker. Charlie analyserer disse dataene, og gjør sine konklusjoner.

Det første Charlie gjør, er å prøve å sette opp en matematisk modell for forsøket. La x_i være Alice's retning i kjøring nummer i og X_i den tilsvarende responsen (enten A eller A'). La y_i og Y_i være tilhørende verdier for Bob. Som god statistiker tror Charlie på betingingsprinsippet, og sier at data-analysen hans må være basert på betingete fordelinger for X og Y , gitt x og y . Spesielt er han interessert i

$$E(AB) = E(XY|x = a, y = b) \quad (4)$$

osv., i alt 4 forskjellige forventninger, knyttet til 4 forskjellige deler av datasettet som han har.

For å finne (4), må han sette opp en simultan sannsynlighetsmodell for variablene han kaller A og B i hodet sitt. Men for å ta stilling til ulikheten (3), må fra ett synspunkt ha en simultanfordeling for alle variablene A, A', B og B' . Det er her jeg mener begrensningen til Charlie kommer inn.

Charlie kan ha lært seg noe kvantemekanikk, i alle fall så mye at han kan det som kalles Born's formel. Ved å gjøre beregninger ut fra denne formelen finner man

$$E(AB) = -\cos(a, b). \quad (5)$$

Dette gir den store overraskelsen: Ved passe valg av a, a', b og b' ($a \sim 0^\circ$, $a' \sim 90^\circ$, $b \sim 225^\circ$ og $b' \sim 135^\circ$), finner man at venstre side av (3) er $2\sqrt{2}$.

Det er mange måter Charlie kan ha lært kvantemekanikk. Hvis han er heldig, har han lest David Mermin's korte notat [3]. Der hevder Mermin at vektorer i Hilbertrom og slike ting bare er hjelpemidler for å gjøre beregninger. Det eneste reelle er det som kan kalles begivenheter. I min egen bok [4] sier jeg at begivenheter kan være av formen ' $\theta = u$ ',

der θ er en variabel knyttet til en observatør og til en fysisk kontekst, og der u er en av verdiene θ kan ta.

I Bell eksperiment sammenhengen trenger man slett ikke å ha lest [4] for å ha dette synet. I en artikkel [5] utvikler Peter Höhn en teori om begivenheter knyttet til spinnkomponenter i spin 1/2 situasjoner. Basisen er en rekke spørsmål av typen ‘Hva blir verdiene hvis jeg måler spinnkomponentene θ , θ' osv.?’ med tilhørende svar. Fra dette kan en utvikle et Hilbertrom-apparat, og assosiere spørsmål og svar med vektorer i dette Hilbertrommet.

Det avgjørende er hvilken dimensjon dette Hilbertrommet har. Dette er alltid knyttet til en observatør og til en konkret fysisk situasjon. I den konkrete situasjonen over har vi 3 mulige observatører, Alice, Bob og Charlie.

Se først på Alice. Hennes Hilbertrom $\mathcal{H}$ knyttet til en konkret kjøring er 2-dimensjonalt. I min tolkning av kvantemekanikken betyr det at hun maksimalt kan ha 2 binære variable i hodet sitt samtidig. Dette er en stor begrensning. La oss anta at hun på et gitt tidspunkt er i en tilstand der hun vet at hun har valgt retningen a og at hun har fått den tilhørende responsen $A = +1$. Da kan hun samtidig tenke på 1 annen binær variabel, enten A' , B eller B' . Spesielt kan hun ikke ha alle de 4 variablene i hodet samtidig, og hun kan ikke følge resonnementet bak (1) over. Dermed kan hun ikke ta stilling til gyldigheten av CHSH ulikheten.

Men også Charlie har sin begrensning. Hans Hilbertrom $\mathcal{H}$ er 4-dimensjonalt. Slik jeg ser det, betyr dette at han samtidig kan tenke på to *par* av binære variable samtidig. Disse parene er $C = (A, B)$, $D = (A', B)$, $E = (A, B')$ og $F = (A', B')$. Hvert par svarer altså til ett av de 4 delene av datasettet som han skal analysere. Hvis han tenker hardt, kan han for eksempel sette opp en simultan sannsynlighetsmodell for for eksempel C og E , men dette er det maksimale han kan få til. Han er ikke i stand til å sette opp en simultan sannsynlighetsmodell for 3 par. Hvis han hadde i utgangspunktet klart å finne en simultan modell for alle variablene A, A', B og B' , ville dette også gitt ham en modell for alle par, men dette betyr at utgangspunktet her må være umilig: *Charlie klarer ikke på noen måte å finne en simultan modell for A, A', B og B' .*

Slik jeg tolker det, må vi se dette som en konsekvens av det faktum at han ikke a priori er i stand til å tenke på alle de 4 variablene A, A', B og B' samtidig. Han er da ikke i stand til å underskrive det enkle resonnementet over som førte til ulikheten (1). Dermed er han a priori ut fra dette heller ikke i stand til å ta stilling til gyldigheten av CHSH ulikheten.

Vi kan anta at Charlie, som en kunnskapsrik observatør, hele tiden vet at Alice og Bob mottar partikler fra et par med totalt spinn 0. Ifølge kvantemekanikken betyr dette at han under hele sin analyse er i en bestemt tilstand i $\mathcal{H}$, en tilstand som, hvis man er flink nok til å beregne, kan sette opp ved en bestemt kompleks vektor i $\mathcal{H}$. Men det trenger vi ikke å bry oss om her.

Ut fra denne tilstanden kan han for eksempel sette opp en simultan sannsynlighetsmodell for A og B . Denne modellen kan ta mange

former. Men hvis han kjenner til kvantemekanikken, vil han a priori komme fram til det konkrete resultatet (5). Og da konkludere ut fra dette at det er mulig at CHSH ulikheten kan bli brutt.

Etter dette kan han sette seg ned og analysere de dataene han har fått fra Alice og Bob. Og, hvis retningene a, a', b og b' er passe, ikke bli overrasket over at middeltallene ikke tilfredsstiller ulikheten (2).

Alt dette kommer altså fra en observatør som ut fra sin egen begrensning ikke er i stand til å sette opp en simultanfordeling for de 4 mulige responsvariablene. Enhver delvis sannsynlighetsmodell han måtte ha her, vil være knyttet til det vi kaller epistemiske sannsynligheter. Betrachtingene over gir en sterk mistanke om at Kolmogorov's regler ikke alltid holder for slike sannsynligheter. Når det gjelder kvantesannsynligheter, er det velkjent (se for eksempel [6]) at de ikke alltid følger disse reglene.

Ut fra de resultatene Charlie har kommet fram til, kan han gjøre prediksjoner. La oss si at Alice og Bell tenker på å sette igang en ny måle serie på n kjøring, av samme type, med retninger a, a', b og b' slik at CHSH ulikheten ikke holder. I forhold til denne serien er Charlie i en tilstand som kan beskrives ut fra Hilbertrommet $\mathcal{H}_1 \otimes \mathcal{H}_2 \otimes \dots \otimes \mathcal{H}_n$, og spesielt kan han tenke på variabelen $Z = \text{sign}(\overline{AB} + \overline{AB'} + \overline{A'B} - \overline{A'B'} - 2)$, og konkludere med at med stor sannsynlighet, hvis n er stor nok, blir $Z = +1$.

Charlie kan ha lyst til å fortelle om sine betraktninger og prediksjoner til endel venner. Da må han forutsette at disse vennene, i forhold til Bell eksperimentet, har en tilstand slik at det er mulig å kommunisere. Spesielt, for en enkel kjøring, må de ha en tilstand som svarer til Charlie's tilstand i Hilbertrommet $\mathcal{H}$. Dette medfører at disse også, som Charlie, har den begrensningen at de ikke kan gjennomføre det enkle resonnementet som førte til (1) og til Bell's ulikhet.

På denne måten mener jeg at vi alle har våre begrensninger. Ifølge Hervé Zwirn [7,8] har vi alle vår egen verden, og all virkelighet må relateres til en slik verden. I den forstanden finnes ingen annen virkelighet enn den vi kan komme fram til ved å kommunisere med hverandre. Men til tross for alle disse begrensningene vi har, kan vi ikke la være å handle.

Hervé Zwirn og jeg arbeider nå på en felles artikkel. Argumentene våre ligger nær opp til diskusjonen over, men vi går mer i detalj om den fysiske bakgrunnen. Blant annet gir vi en eksplisitt formel for den tilstandsvektoren i $\mathcal{H}$ som svarer til Charlie's konstante tilstand under hans data-analyse. I konklusjonen vår prøver vi å underbygge både hans grunnleggende filosofi og min epistemiske tolkning av kvantemekanikken som en felles basis. Og vi mener i utgangspunktet at en slik basis kan formuleres på en slik måte at den i prinsippet kan bli forstått både av fysikere og statistikere. Vi vet at dette kan virke ambisiøst, men det er i alle fall målet vårt.

Referanser

[1] Bell, J. (1964). On the Einstein Podolsky Rosen paradox. Physics 1, 195-200.

- [2] Clauser, J.F., Horne, M.A., Shimony, A. og Holt, R.A. (1969). Proposed experiment to test hidden-variable theories. *Phys. Rev. Lett.* 49, 1804-1806.
- [3] Mermin, N. D. (2009). What's bad about this habit? *Physics Today* 62, 8-9.
- [4] Helland, I.S. (2021). *Epistemic Processes. A Basis for Statistics and Quantum Theory*. Springer, Berlin. Revidert utgave.
- [5] Höhn, P.A. (2017). Quantum theory from rules on information acquisition. arXiv:1612.06849v4 [quant-ph]. *Entropy* 19 (3), 98.
- [6] Pothos, E. M., og Busemeyer, J. R. (2013). Can quantum probability provide a new direction for cognitive modeling? With discussion. *Behavioral and Brain Sciences*, 36, 255–327.
- [7] Zwirn, H. (2016). The measurement problem: Decoherence and Convivial Solipsism. *Found. Phys.* 46, 635-667.
- [8] Zwirn, H. (2020). Nonlocality versus modified realism. *Found. Phys.* 50, 1-26.

Hvem er statistiker?

Eivind Hoffmann

Som mangeårig medlem av Norsk Statistisk Forening (NSF) er dette et spørsmål som jeg synes at NSF's styrer og medlemmer bør diskutere. I mange år var NSF dominert av såkalte «Byråstatistikere», dvs. medarbeidere i Statistisk sentralbyrå (SSB), men rundt 1985 var det klart at de ikke klarte å holde liv i NSF. Dette var nok i stor grad fordi sosialøkonomene (nå betegnet samfunnsøkonomene), sosiologene og geografene i SSB hadde sin faglige identitet mer knyttet til disse fagområdene enn til sitt arbeidsområde. Som sosialøkonom med arbeidserfaring fra SSB og NR, og tidligere styremedlem, støttet jeg derfor at statistikere med sin fagidentitet fra matematisk statistikk reddet NSF ved å overta makten i foreningen. Det jeg da ikke så for meg var at matematisk statistikk derved tilsynelatende og i praksis ble så dominerende i NSF at vi andre er blitt (nesten) fullstendig ekskludert, eller i det minste helt ignorert. Et eksempel er at det Nordisk statistikermøte som de nordiske statistikkforeningene har arrangert på omgang hvert fjerde år i mer enn 120 år, med støtte fra sine respektive statistiske sentralbyråer, ikke lenger annonseres eller omtales i Tilfeldig gang. Det siste møtet fant sted i Helsinki i august 2019, jf. <https://nsm2019.fi/>.

Er det virkelig slik at det ikke regnes som statistisk arbeid å samle inn data som kan danne grunnlag for statistikk, gjennom spørreundersøkelser til personer og bedrifter, sørge for at disse og andre (ofte administrative) registreringer av begivenheter, personer, bedrifter og miljørelaterte fenomener registreres og lagres på en måte som gjør at de kan brukes som grunnlag for statistikk; og at heller ikke arbeidet med å lage gode verktøy for slikt arbeid (f.eks. innsamlingsmetoder og klassifikasjoner) regnes som statistisk arbeid? Dette er jo grunnlagsarbeid bl.a. for å kunne få et datagrunnlag for bruk av matematisk statistiske metoder.

Dette innlegget ble ferdig 31. mars, etter at det i Norge hadde vært rapportert om at det fram til da var registrert 37 dødsfall som involverte Covid-19 epidemien: det første ble meldt 26. februar. Det tallet må sees i sammenheng med at det i 2019 var 40 100 dødsfall i Norge, dvs. rundt 110 per dag. Ved sammenligning med dødsfall i andre land, bør vi også huske at vi ikke vet om de norske tallene gjelder personer med Covid-19 som viktigste dødsårsak, mens tallene fra f.eks. Italia og Spania kan gjelde alle med sars-cov-2 virus påvist.

Fra Frisch-senteret kom det 27. mars 2020 en første rapport om arbeidsmarkedet under Korona-krisen: «Hvem tar støyt?»», jf. <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/den-okte-arbeidsledigheten-rammer-bredt-men-skjevt> For en arbeidsmarkedsstatistiker og -økonom er den interessant, selv om det den viser ikke er uventet. Bl.a. viser den at av alle frisører og kosmetologer som i mai/juni var meldt som arbeidstakere til A-registeret var det 22. mars 2020 om lag 66 prosent som hadde søkt om støtte fra NAV. Imidlertid er dette nok et altfor lavt anslag på

andelen frisører/kosmetologer som hadde mistet jobben på grunn av tiltakene mot spredning av sars-cov-2 smitten. Svært mange av disse var nemlig selvstendige, og var derfor ikke meldt til A-registeret, selv om de arbeidet i en frisør-/kosmetikksalong som eies av en bedrift: de «bare leide arbeidsplass og utstyr» der. Tilsvarende funn er nå rapportert fra mange land, og internasjonale organisasjoner som OECD og IMF baserer mange anbefalinger på dette.

At det er blitt så mye rapportering om statistikk i norske medier bør vel glede alle typer statistikere, men mye av det som sies viser kanskje at vi ikke har vært flinke til å gi journalistene (og legene?) god nok forståelse av statistikk. Som eksempel kan nevnes at ordet 'påvist' vanligvis droppes i omtalen av 'antall med sars-cov-2 virus', og at andelen påvist smittede i en testet befolkning ikke nevnes i de daglige nyhetsmeldingene om utviklingen i smitteomfanget.

Tilsier ikke dette at statistisk arbeid omfatter mer enn bruk av matematisk-statistiske metoder, og at NSF vel bør være interessert i å ha alle typer statistikere blant sine medlemmer?

Eivind Hoffmann (eks. SSB, NR, ILO og UDI)

Tilsvar fra NSF-leder

Henning Omre | Trondheim

Takk til Eivind Hoffmann - som reiser en problemstilling som er viktig for NSF - Hvordan kan NSF 'være et bindeledd mellom norske statistikere og fremme deres faglige og profesjonsmessige interesser' ? - som det heter i Vedtektene. La meg først understreke at NSF er en forening 'for alle med interesse for statistikk og med ønske om å bidra til statistikkfagets utbredelse og innflytelse i samfunnet.' Det er altså ingen krav til utdannings-bakgrunn - kun interesse for statistikk.

Når det er sagt - så er det helt klart at matematisk-statistikk miljøene i U&H-sektoren for tiden utgjør den mest synlige delen av NSF. Jeg - som Leder av NSF - skulle gjerne sett at miljøene i anvendt statistikk med mange hovedfags-utdannede statistikere var mer aktive og synlige. Statistikk-fagets fremtid avhenger av vellykkede anvendelser av faget.

NSF Styret 2019-21 har tatt et par initiativ som peker i den retning Eivind H etterspør: Vi var svært aktive i SSB Statistikk-konkurranse for skoleverket 2021 og vi fremmer et forslag om opprettelse av Fag seksjoner i NSF på Hovedmøtet 2021.

NSF bør absolutt speile mangfoldet av statistikk-anvendelser bedre enn det gjør idag - men for å realisere det må anvendte statistikere bidra selv.

Henning Omre/25.05.2021

USIKKERHET I MÅLINGER

Et varsko og en bokanmeldelse

Gunnar Taraldsen
Institutt for matematiske fag
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

9. april 2021

Sammendrag

Dette er et varsko og en bokanmeldelse av boken “Usikkerhet og støy i målinger” av [Jonsdottir \(2016, s.1-105\)](#). Laboratorieoppgaver er mange studenters første møte med statistikk, og det er naturlig å kombinere dette med undervisning i statistikk slik boken gjør. Boken anbefales som et verdifullt supplement til de mere kortfattede notatene som brukes for eksempel ved laboratorieoppgaver i fysikk ([Risinggård, 2018, s.1-3](#)) ([Lilledahl and Risinggård, 2017, s.1-4](#)) ([Strand, 2011, s.1-7](#)).

Bokens store styrke er at den behandler usikkerhet slik [JCGM \(2008\)](#) ¹ beskriver det - og dermed i samsvar med Norsk Standard og Meterbyrået (BIPM). Jeg har et varsko til statistikere og brukere av statistikk:

DET FINNES EN NASJONAL OG INTERNASJONAL GUIDE
FOR FORMULERING AV USIKKERHET PÅ EN STANDARDISERT MÅTE. BRUK DEN!

Dette er - etter min mening - noe ethvert innføringskurs i statistikk må formidle. Begrunnelsen er like innlysende som at ethvert studium i fysikk må formidle at det finnes et standardisert system for måleenheter gitt av de syv grunnenhetene i det internasjonale enhetssystem (SI) ([BIPM, 2019](#)).

Når du kjøper en 1kg appelsiner kan det være nyttig å ha en presis definisjon av hva 1kg betyr. På samme måte er det nyttig å ha en presis definisjon av usikkerhet. [JCGM \(2008\)](#) gir en slik definisjon, og den kan brukes generelt. Den er ikke begrenset til enkle målinger av enkle fysiske størrelser. Enhver observasjon er en måling.

¹In 1997 the Joint Committee for Guides in Metrology (JCGM), chaired by the Director of the BIPM, was formed by the seven International Organizations that had prepared the original versions of the Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM) and the International vocabulary of basic and general terms in metrology (VIM).



Figur 1: Vi, og isbjørnen, har et klimaproblem!

1 Innledning

Venstre del av figur 1 viser forsiden på Helga Jonsdottirs bok. Hun minner oss om at covid-19 pandemien er som en krusning i forhold til flodbølgen av menneskeskapte ødeleggelser av jordens klima. Samtidig er det en påminnelse om at usikkerhet er sentralt også der. Filosofiske problemstillinger omkring usikkerhet kan være altoppslukende, men usikkerhet er også praktisk viktig. En presis definisjon av usikkerhet - slik som for SI enhetene i høyre del av figur 1 - er praktisk viktig. All honør til Helga Jonsdottir for å minne oss om alt dette!

I tillegg til en presis definisjon av usikkerhet er det viktig å ha et forhold til hva usikkerhet betyr i ulike sammenhenger. Figur 2 viser at en fysikkstudent i sitt andre studieår ved Linjen for teknisk fysikk høsten 1984 hadde ukentlige laboratorieoppgaver. Hensikten med første oppgave var å få øvelse i analyse av usikkerhet! I første studieår hadde studenten ukentlige laboratorieøvinger i både fysikk og kjemi. I andre semester våren 1984 - i sitt første studieår - hadde studenten emnet *Statistikk 1* som til all lykke ble forelest av professor Arnljot Høyland. Bind 1 av Høylands lærebok (Høyland, 1979) var et perfekt følge. Dette var en meget heldig og lykkelig student. Jeg skulle ønske jeg var denne studenten!

En av videreføringene av Linjen for teknisk fysikk (1932-) er fra 2006 kalt studieprogram Fysikk og Matematikk (Hemmer and Svare, 2007, p.32). Dagens studenter her har fortsatt laboratorium i fysikk og kjemi de to første årene, men

NTH 10. SEPT. 1984

INNHOOLD

SIDE	OPPGAVE	DATE
1	301, Usikkerhet i gjennomsnitt/Øvelse i analyse av usikkerhet.	12.9.84
6	501, Oscilloskopet.	18.9.84
9	512, Elektrolyttetank.	26.9.84
12	406, Laser og Interferometer.	3.10.84
15	412, Svingsende stang.	10.10.84

Figur 2: Øvelse i analyse av usikkerhet i laboratorium i generell fysikk høsten 1984.

Statistikk blir uheldigvis forelest først i andre studieår. Kloge hoder har besluttet at det er viktigere å ha emnet *Examen philosophicum for naturvitenskap og teknologi* allerede i første studiesemester. Et tilsvarende fag er tradisjonelt ved åpne universitetsstudier, men var med gode grunner ikke en del av det opprinnelige sivilingeniørprogrammet.

Andre studenter i det 5-årige sivilingeniørprogrammet er enda dårligere behandlet ved at de får *Statistikk* først i tredje studieår. Denne håndteringen av statistikkfaget er i samsvar med at statistikk og sannsynlighet er totalt fraværende i de nye læreplanene i studieforberedende programfag i matematikk fellesfag ([Utdanningsdirektoratet, 2019](#), matematikk 1T). Det er nærliggende å følge en tidligere kollega og lærers eksempel: Skaffe meg en button med påført slagord eller symbol for i desperasjon å si hva jeg mener om politikernes og pedagogene sitt valg her. Jeg er glad jeg ikke er utsatt for pedagogenes valg som student i dag!

2 En bokanmeldelse

Ved andre av landets utdanningsinstitusjoner er statistikkfaget bedre integrert i annen undervisning. I følge forfatteren [Jonsdottir \(2016, s.3\)](#) ble boken til ved at man ved Høgskolen i Bergen ønsket å undervise måleteknikk sammen med et grunnkurs i statistikk for ingeniørstudenter. Det ble utarbeidet et fag der laboratorieoppgaver ble en viktig del, og regneoppgaver ble knyttet til egne målte eller simulerte data. Samarbeid med fysikere ved Institutt for elektrofag var sentralt. Dette fremstår som en prinsipielt god løsning.

Kapittel 1 til 5 består av en *Innledning* (1) og kortfattede betrakninger omkring henholdsvis *Målinger* (2), *Tallfesting av målinger* (3), *Måleteknikk* (4) og *Målesystemer* (5). De siste to av disse er mest omfattende og er tydelig preget av innspill fra fysikere med bakgrunn fra elektrofag og signalbehandling. I kapittel 4 er det også enkle oppgaver omkring målevariable, forventningsverdi og stan-

dardavvik som mål på henholdsvis posisjon og spredning. Grafer av tettheten til normalfordelingen er brukt som illustrasjon. Oppgavene i kapittel 5 omhandler temperaturavhengighet til følsomheten til en termistor og en strekkklapp utledet fra tilhørende karakteristikk.

Kapittel 6 med tittel *Statistikk* (6) er første hovedkapittel i boken. Sidene 25-38 gir en kortfattet innføring. Motivasjonen er at statistikkfaget gir metoder for å se på og vurdere data som er beheftet med usikkerhet. Til tross for at innføringen er meget kortfattet presenteres mange begrep, symboler og definisjoner gitt av [JCGM \(2008\)](#). Dette er utelatt i alle andre innføringsbøker i statistikk som jeg kjenner til. [Høyland \(1979\)](#) kan unnskyldes for å ikke omtale definisjonene fra [JCGM \(2008\)](#), men andre senere formidlere av statistikkfaget kan ikke unnskyldes ved samme argument.

De viktigste begrepene fra [JCGM \(2008\)](#) er her gitt ved ([Jonsdottir, 2016](#), s.29-30) presisjon, nøyaktighet, oppløsning, avlesningsusikkerhet, standard usikkerhet u , dekningsfaktor k , utvidet usikkerhet ku og kombinert standard usikkerhet. I tillegg defineres de mer familiære begrepene forventning, varians, standardavvik og standardfeil (til en estimator) for en populasjon og for et utvalg. Kapittel 6 avsluttes med enkle oppgaver omkring tilfeldige utvalg fra en normalfordelt målevariabel M . Stikkord er gitt ved uavhengighet, utvalgsstørrelse, fordeling til minste observasjon, største observasjon, og spredningsintervall til en målevariabel.

Forfatteren [Jonsdottir \(2016, s.3\)](#) skriver at det kreves at man har kunnskap i grunnleggende sannsynlighetsteori og statistikk. Her settes imidlertid listen svært lavt i praksis. Det faglige nivået i presentasjonen er vesentlig lavere enn i for eksempel læreboken til [Høyland \(1979\)](#). Normalfordelingen brukes, men det finnes ingen formel som definerer den. Integrasjon - som brukes flittig av [Høyland \(1979\)](#) - brukes ikke i det hele tatt. Derivasjon av enkle uttrykk er hovedverktøyet.

Det faglige nivået i læreboken ([Jonsdottir, 2016](#)) er godt valgt ut fra at det er beregnet brukt i et grunnkurs i statistikk for ingeniørstudenter. Studenter i de 5-årige sivilingeniørprogrammene ved NTNU vil også ha stor nytte av boken, men nivået kunne da mer ideelt legges litt høyere og i samsvar med nivået på boken til [Høyland \(1979\)](#).

På den annen side kan nivået tenkes å være passelig valgt i forhold til flertallet av dagens og fremtidens studenter ved sivilingeniørprogrammene. Politikere og pedagoger har nylig fjernet sannsynlighetsregning og statistikk fra læreplanene i matematikk fellesfag ([Utdanningsdirektoratet, 2019](#), matematikk 1T). I tillegg til dette fraværet av sannsynlighetsregning og statistikk har problemløsning ved digitale verktøy og programmering vært et sentralt kompetansemål i matematikk i flere år. Dette er så sentralt at eksamen er todelt ved at en del krever bruk av digitale verktøy. Konsekvensen av pedagogenes prioritering er dermed at førsteårsstudenter i realfag har mye svakere forkunnskaper i matematikk enn tidligere studenter.

Kapittel 7 har tittel *Usikkerhet* (7) og er andre hovedkapittel i boken. På sidene 39-78 presenteres bokens hovedinnhold. [Jonsdottir \(2016, s.41\)](#) tar utgangspunkt i definisjonene gitt av [JCGM \(2008, GUM\)](#), men støtter seg også til samsvarende presentasjon gitt av [Coleman and Steele \(2018\)](#). Jeg anbefaler hermed sistnevnte referanse som en kilde til en mer utfyllende diskusjon, men [JCGM \(2008, GUM\)](#) er den sentrale kilden.

Delkapittel 7.1 forklarer forskjellen på type A og type B evaluering av usikkerhet. Type A evaluering er typisk gitt ved statistisk analyse av gjentatte målinger. Type B evaluering kan gjøres uten gjentatte målinger og er basert på antakelser og kunnskap om variasjon i variabelen. Dette illustreres ved antagelser om henholdsvis normalfordeling, trekantfordeling og firkantfordeling. Standard usikkerhet u til en firkantfordeling med bredde a er $u = a/\sqrt{3}$. Type B evaluering illustreres ved eksempel 7.1 (Kalibreringssertifikat) til eksempel 7.7 (Vekt til gjenstand). Eksemplene er konkrete og illustrerer godt evaluering av type B usikkerhet.

Type A evaluering er mer velkjent territorium for statistikere. Det påpekes at en vanlig misforståelse er gitt ved at type A evaluering er mer pålitelig eller mer objektiv enn type B evaluering. Leseren oppfordres til å tenke kritisk omkring alle antagelser som skal være oppfylt for en gyldig analyse. Det gis et enkelt eksempel 7.8 med beregning av standard usikkerhet u og utvidet usikkerhet ku basert på 20 gjentatte målinger. Det forklares at en dekningsfaktor $k = 2$ tilsvarer et 95% konfidensintervall.

Delkapittel 7.2 forklarer hva en målefunksjon er ved gode og konkrete eksempel 7.9 til eksempel 7.12. I utgangspunktet er en målefunksjon gitt ved at en ønsket størrelse er gitt som en funksjon av andre størrelser. [Jonsdottir \(2016, s.51\)](#) observerer at en i noen situasjoner kan velge mellom flere ulike målefunksjoner, og at dette tilsvarer et valg mellom ulike estimatorer. En estimator som er forventningsrett og med liten varians vil da ofte foretrekkes.

Delkapittel 7.3 fokuserer på presentasjon av måleresultater og spesielt valg av antall desimaler i forhold til usikkerheten. Ofte kreves at usikkerhet gis kun i siste siffer og maksimalt i to siste siffer. Delkapittel 7.4 består av oppgaver som gir leseren praktisk øvelse.

Delkapittel 7.5 forklarer beregning av kombinert standard usikkerhet med utgangspunkt i en målefunksjon. Dette er nok kapitlet som er mest krevende for studentene. Hovedpoenget er at en målefunksjon kan lineariseres og dette kan brukes til estimering av en kombinert standard usikkerhet som resultat av standard usikkerhet til inngangsvariablene og deres korrelasjon. Følsomhetsfaktoren til en inngangsvariabel er gitt via derivasjon, eller den beregnes tilnærmet ved endelige differanser ([Jonsdottir, 2016, s.62](#)). Eksempel 7.13 til 7.19 gir gode og praktiske illustrasjoner av begrepene.

Delkapittel 7.6 illustrerer den praktiske nytten av usikkerhetsbudsjett i tabell-

form og delkapittel 7.7 avslutter kapittelet med en serie oppgaver. Kapittel 8 omhandler kalibrering, kapittel 9 omhandler sensitivitet i målesystem og kapittel 10 gir løsning på oppgaver gitt tidligere i boken. Bakerst i boken finnes et emneregister og en bibliografi med seks referanser.

3 Diskusjon og konklusjon

Det er fristende å gi en egen frittstående presentasjon av kravene formulert av JCGM (2008), men det får vente til en annen gang. Boken til Jonsdottir (2016) gir det viktigste: En måling skal alltid formuleres sammen med en standard usikkerhet. Denne beskjeden er som i de fleste kurs i statistikk, men dette er også et krav i følge JCGM (2008) komiteen ledet av Meterbyrået (BIPM)². Norge har vært medlem i Meterbyrået fra opprettelsen i 1875 og er i dag representert ved Justervesenet.

Gjennom sitt tilsynsarbeid sørger Justervesenet for tillit til at måleresultater er tilstrekkelig nøyaktige. Vi omgir oss alle daglig med måleresultater bl.a. som grunnlag for økonomiske oppgjør. Dette kan være når vi fyller bensin, når vi kjøper grønnsaker eller ferdigpakkede produkter hos kjøpmannen. Andre områder er der industribedrifter selger eller kjøper produkter basert på vekt eller volum, når Biltilsynet kontrollerer om det er overlast på lastebilen, eller når oljeselskapene betaler bensinavgift basert på de målerne som benyttes på tankanleggene. Felles for alle disse eksemplene er viktigheten av å kunne stole på at måleresultatet er tilstrekkelig nøyaktig. Det er da viktig å følge en felles standard for å oppgi usikkerhet.

JCGM (2008) gir en generell metode som kan brukes i alle tilfeller. Dette gjelder ikke bare enkle målinger, men også målinger gitt ved psykologenes instrumenter (standardiserte spørreskjema) og mer kompliserte modeller som brukes i for eksempel biostatistikk. Metoden kan i de fleste tilfeller forbedres ved mer avansert analyse, men det viktigste kravet gjenstår: Standard usikkerhet skal dokumenteres av de som presenterer målingene.

I tillegg til kombinert standard usikkerhet gir JCGM (2008) også en generell metode for beregning av dekningsfaktor k . Welch-Satterthwaite metoden (JCGM, 2008, s.73) er forklart i en forenklet utgave også i læreboken (Walpole et al., 2012, s.289) som brukes i statistikk grunnkurset i det 5-årige sivilingeniørprogrammet ved NTNU. Notasjon og konvensjoner med standard usikkerhet u , dekningsfaktor k og utvidet usikkerhet ku er hensiktsmessige og anbefales hermed.

Konklusjonen er et varsko til statistikere og brukere av statistikk:

²In 1997 the Joint Committee for Guides in Metrology (JCGM), chaired by the Director of the BIPM, was formed by the seven International Organizations that had prepared the original versions of the Guide to the expression of uncertainty in measurement (JCGM, 2008, GUM) and the International vocabulary of basic and general terms in metrology (JCGM, 2012, VIM).

**DET FINNES EN NASJONAL OG INTERNASJONAL GUIDE
FOR FORMULERING AV USIKKERHET PÅ EN STAN-
DARDISERT MÅTE.**

BRUK DEN!

Referanser

- BIPM (2019). The International System of Units (SI). Technical report.
- Coleman, H. W. and W. G. Steele (2018). *Experimentation, Validation, and Uncertainty Analysis for Engineers* (4th edition ed.). Hoboken, NJ, USA: Wiley.
- Hemmer, P. C. and I. Svare (2007). *Linjen for teknisk fysikk ved NTH og dens videreføring: 75 år 1932-2007*. Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Institutt for fysikk.
- Høyland, A. (1979). *Sannsynlighetsregning Og Statistisk Metodelære*, Volume I-II. Tapir, 3. utgave.
- JCGM (2008). Evaluation of measurement data — Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM). Technical report, Geneve.
- JCGM (2012). International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (VIM). Technical report.
- Jonsdottir, H. (2016). *Usikkerhet Og Støy i Målinger*. Fagbokforlaget.
- Lilledahl, M. and V. Risinggård (2017). Målinger og usikkerhet. Technical report, Institutt for fysikk, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Trondheim.
- Risinggård, V. (2018). Bestemmelse av tyngdeakselerasjonen via rulling på skråplan. Technical report, Institutt for fysikk, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Trondheim.
- Strand, K. A. (2011). Foroppgave i usikkerhetsanalyse – Viskositet i glyserol. Technical report, Institutt for fysikk, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Trondheim.
- Utdanningsdirektoratet (2019). Læreplan i matematikk fellesfag Vg1 teoretisk (Fastsatt som forskrift 15.11.2019). Technical report.
- Walpole, R., R. Myers, S. Myers, and K. Ye (2012). *Probability & Statistics for Engineers & Scientists* (Ninth ed.). Boston: Pearson.

A Wizard Predicts New COVID-19 Cases

doi:[10.13140/RG.2.2.18967.60324](https://doi.org/10.13140/RG.2.2.18967.60324)

Gandalf Olórin Knowledge^{[Ω](#)}

December 19, 2020

Abstract

I was given the number of daily new Norwegian COVID-19 cases for the period from February 21th to November 10th. It started off with 1 new case and on November 10th there were 599 new cases. I predicted, rounded to the nearest hundred, that there would be 700, 600, 700, 400, and 400 new cases the next five days. The next five days gave, rounded to the nearest hundred: 700, 600, 700, 400, and 400 new cases. This note explains the magic. ^{[1](#)}

Keywords: **conditional probability; likelihood; time series;**

Figure [1](#) shows the daily number of new COVID-19 cases in Norway. Based on this I was asked to predict the daily numbers for November 11th to 15th. The actual daily numbers are now known, and are presented together with my predictions (and two greeningly inferior predictions) in Figure [2](#). The aim of this note is to explain the magic in elementary terms. Note, however, that a true understanding can only be obtained after years of study at a major school of magic - and these are predicted to disappear in the near future. So, hurry on!

It is clear that the future numbers of COVID-19 occurrences are uncertain. My predictions are based on conversations with fellow wizards [Bernoulli \(1713, *Ars conjectandi*\)](#), [Pearson \(1920, correlation\)](#), [Kolmogorov \(1933, conditional expectation\)](#), [Doob \(1953, stochastic processes\)](#), [Fisher \(1973, likelihood\)](#), and [Engle \(1982, conditional variance model\)](#). ^{[2](#)} It turns out, for the given data, that including a conditional variance model outperforms a purely conditional mean model as shown in Figure [2](#). Explanations of some of the main ideas in the conversation with my fellow wizards follow below.

^{[1Ω](#)} *Beware! The One Space, Ω , rules them all!* Disclaimer: This is NOT research on COVID-19. Transcribed from communications in norønt by the humble servant G. Taraldsen.

^{[2](#)}Robert Fry Engle III, together with Clive Granger, received the 2003 Nobel Memorial Prize in Economic Sciences for methods of analyzing economic time series with time-varying volatility.

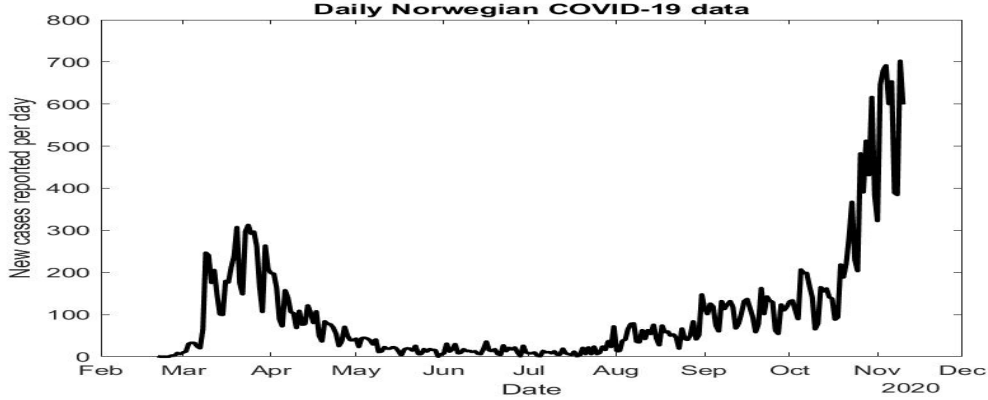


Figure 1: Daily numbers $y_{-7}, y_{-6}, \dots, y_{256}$ of new reported cases of COVID-19 in Norway from February 21th to November 10th 2020.

According to [Bernoulli](#) (1713, ch 2 in part 4), the art of conjecture is:

The art of measuring, as precisely as possible, probabilities of things, with the goal that we would be able always to choose or follow in our judgments and actions that course, which will have been determined to be better, more satisfactory, safer or more advantageous.

I will now apply this art to our problem. Let $A = (U = u)$ be the event corresponding to the observed numbers $u = (y_{-7}, y_{-6}, \dots, y_{256})$ of COVID-19 occurrences on days from February 21th to November 10th. Let $B = (V = v)$ be the event corresponding to the five unknown³ numbers $v = (y_{257}, \dots, y_{261})$ of COVID-19 occurrences from November 11th to November 15th. The uncertainty of the unknown event B , when A is known, is given by the conditional probability

$$P(B | A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \quad (1)$$

The interpretation of this conditional probability is, as explained by the [Bernoulli](#) (1713, golden theorem, part 4) law of large numbers: The theoretical limit of the relative number of success, but restricted to outcomes in A .

How can the conditional probability $P(B | A)$ be used to predict the COVID-19 cases on November 11th-15th? Let $f(u, v) = P(A \cap B)$ and let $f(v | u) = P(B | A)$. It follows then that f is a probability density in the sense that $\sum_{u,v} f(u, v) = 1$. It also follows that $f(v | u)$ is a conditional density in the sense that $\sum_v f(v | u) = 1$, and $f(u, v) = f(v | u)f(u)$ from equation (1).

³Unknown then, on November 10th, or unknown if you have not seen the five numbers.

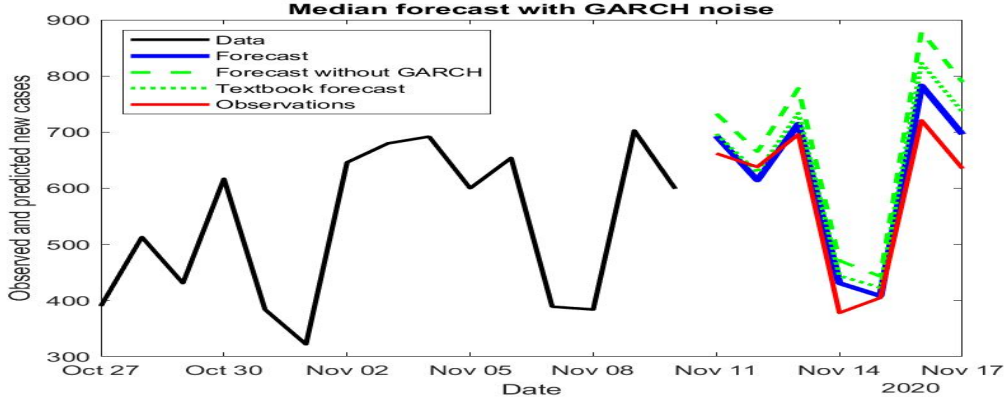


Figure 2: Observed and predicted cases of COVID-19.

How can the conditional density $f(v|u)$ be used for prediction? More generally: How can the probability distribution of a random quantity R be used to predict its value? The textbook answer is the expectation $E(R)$. Then, for our problem, the textbook answer is the conditional expectation

$$E^u(V) = \sum_v v f(v|u) \quad (2)$$

This is not the best choice in this case as demonstrated in Figure 2. A better choice is the component-wise conditional median from the conditional density $f(v|u)$. The forecasts in Figure 2 have been computed simply as the empirical median and empirical mean of 1001 samples from the conditional density $f(v|u)$. What can we learn from this? Students of magic should not only learn about the expected value, but also learn about the median, and its relatives.

But wait! The conditional density $f(v|u)$ is unknown since the density f is unknown. This is true, so the sampling giving Figure 2 has been done based on an estimate of f . Beware! This is the point in our tale where true magic appears.

Elementary estimation of a density f can be done starting with for instance a histogram based on repeated observations from the density. A slightly improved method is sometimes given by introducing a parametric model $f^\theta(y)$ for the density, followed by estimating the model parameter θ by setting a suitable number of moments equal to the corresponding empirical moments. These methods give nothing, or very little, if only one observation from the density f is given. In our case, we do not even have 1 single observation from the density! All that is given is the part u of 1 observation $y = (u, v)$. True magic is needed!

Fisher (1973) comes in, after Bernoulli (1713), and solves the problem: Use the model density f that maximizes the likelihood of the actual observation. The

likelihood is, in our case, given by

$$L(\theta) = \prod_{t=-7}^{256} f(u_t | u_{t-1}, \dots, u_{-7}) \quad (3)$$

with the understanding that f depends on θ . For our problem it turns out that a particular model where θ is given by four numbers performs well. The estimate of θ used for the simulations giving Figure 2 was obtained by numerical optimization of the likelihood in equation (3).

How did I come up with a parametric model for our problem? A first convenient simplification is to consider the transformation $Y_t = \text{floor}(\exp(S_t))$. It follows that a model for S_t gives a model for Y_t , so I seek a model for S_t . One motivation behind the transformation is that S_t can take all real numbers as its values. Another motivation is that a symmetric distribution for S_t gives a skewed distribution for Y_t . Further motivation exist, but I will remain silent on this.

Equation (3), and it's version with s_t replacing u_t , motivates to consider a recursion equation where s_t is determined by it's past values $s_{t-1}, s_{t-2}, \dots$, and a white noise source term. Assuming the white noise is Gaussian it turns out that Pearson (1920) correlation together with some helpful hints from Doob (1953) give a model with a reasonable prediction as shown in green in Figure 2.

Investigating the previous resulting noise term shows, however, that the white noise cannot be Gaussian. The estimated noise is white, but squaring the noise gives a correlated noise sequence. Now! Engle (1982) comes in and saves the day. He showed that this phenomena can be modeled by a conditional variance model. The resulting model, after some pondering and analysis (doi:10.13140/RG.2.2.23540.37769), is given by three equations: $(1 - B)(1 - B^7)S_t = (1 - 0.35(4)B)(1 - 0.32(5)B^7)Z_t$, $Z_t = \sqrt{h_t}W_t$, and $(1 - 0.90(1)B)h_t = 0.001 + 0.10(1)BZ_t^2$. Here B is the back-shift operator, $BX_t = X_{t-1}$, and $\dots, W_{-1}, W_0, W_1, \dots$ is a doubly infinite random sample from the standard normal distribution.

The notation $0.35(4) = 0.35 \pm 0.04$ indicates, in accordance with ISO (1995), a standard uncertainty equal to 0.04 with a corresponding approximate expanded uncertainty of 0.08 for a confidence level of 95%. A similar interpretation holds for the three remaining estimates of the components of θ . All students, and magicians, be aware! It is useful to have a standard for uncertainty!! Just as it is useful to have standard units for length, mass, and similar: All is provided by the International Organization for Standardization (ISO), and it's partners.

But! Kolmogorov (1933)? Yes, he has been there all the time, but hidden as in most texts on magic. There is, One Space, Ω , that rules it all. The axioms of the probability space Ω are presented in elementary texts on magic, but most often in a faulty way. Many say, for instance, that an event by definition is the same as a subset of Ω . Some magicians play the trick of using this erroneous definition

when teaching younger students of magic. Shame on them! Thou shalt not lie! It is wrong. Every subset is not an event. Just as every function is not continuous or infinitely differentiable.

Solving the above given three equations involve limits of infinite sums of random variables. Proof of this requires the foundation given by the axioms of [Kolmogorov \(1933\)](#), or some generalization thereof. The same holds for the definition of the expectation $E(R)$, and countless other concepts. Without the axioms, the magic disappears, bewildering dominates, and all that is left is endless handwaving when 'paradoxes' appear.

Tyche, the goddess of chance, also known as Fortuna in the positive minded Roman culture, plays the lead figure in this tale. Tyche selected the One Outcome ω in the One Space Ω before the appearance of time. As a goddess she did this only once - of course. By this she rules all events such as floods, droughts, frosts, or even in politics, when no cause can be discovered. This was described already by the Greek historian Polybius, but I provide here the version formulated more recently by [Kolmogorov \(1933\)](#).

In our example, we are given the value $u = U(\omega)$, but ω remains unknown. In fact, the One Space Ω , that rules it all, will also always remain unknown. How can I then, at November 10th, say anything about the value $v = V(\omega)$ for the days to follow? This has already been explained! A summary of the arguments are given by

- (i) Axioms ensure existence of all probabilities $P(A) = P\{\omega \mid U(\omega) = u\} \dots$
- (ii) The likelihood gives an estimate of the model.
- (iii) Prediction is based on the conditional probabilities $P(B \mid A)$.

The above argument can be enhanced if a Bayesian prior distribution for $\theta = \Theta(\omega)$ can be motivated. Alternatively, the fiducial arguments of [Fisher \(1973\)](#) can be used. In either case, the last two steps are then modified accordingly. Tyche, the goddess of chance, rules, of course, also over the choice of model θ . As noted, there is One Space, Ω , that rules them all. Beware! Tyche is Ω .

The methods used for estimation and forecast are standard, and can most possibly be improved. It is, however, a challenge, for You, to get predictions that outperforms the ones given in [Figure 2](#). Hints are possibly given by the finishing list of comments focused on the given prediction problem.

1. It's hard to be a Nisseman, and also a Bayesian. But interesting and fun!
2. How can a prior be chosen - without interpretation of the model parameters?
3. Objective Bayes? Fiducial inference? Confidence distribution?

4. Focus parameter? Loss function? Choice of model?
5. Can machine learning⁴ outperform the classics?

Funding for research in true magic is, sadly, scarce and decreasing in Norway. The government decided to put a 'university' on every hill, and spread the already lacking funding accordingly. There are many hills of different and dark origin - and also so in Norway. True schools of magic will not be there in the future. The financing structure ensures that this is universally so. Formerly true schools of magic are transformed to the consultancy firms and research institutions with which they are competing with in 'research' proposals. Product development, with deadlines and clearly formulated work packages, is the golden standard.

The new managing director for the Research Council of Norway (RCN) comes then, not to my big surprise, directly from a leading position in the The Confederation of Norwegian Enterprise (NHO). NHO is Norway's largest organisation for employers and the leading business lobbyist. It clear that funding for true magic will continue to be essentially absent in Norway. ⁵

The teaching and education are measured in a similar way, but now guided by popularity quests. Some magicians, possibly guided by this misguiding popularity quest, choose to demonstrate 'magic' for students by pointing line by line on computer scripts and the resulting graphics. This disease has gone even further in pre-magic schools: The exams are divided in two parts, where one part is point-and-click repetition of what the pre-teachers have demonstrated. The student majority are often very happy with this. How could they know better? They are students, and hence lacking in knowledge. This lack is exactly why they are students! The politicians, possibly also somewhat lacking in knowledge, are superhappy with this: The 'university' is then using the modern tools of computer science. Hurra, Hurray! The magic, which is in the subject matter, is lost.

References

- Bernoulli, J. (1713). *Ars Conjectandi (The Art of Conjecturing, Translated by Edith Sylla 2005)*. Johns Hopkins Univ Press.
- Doob, J. L. (1953). *Stochastic Processes*. Wiley.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50(4), 987–1007.

⁴Read: Modern computer intensive statistical methods. Beware! The classical methods are also developing. Time has not stopped.

⁵The last yearly round of RCN applications in Norway gave support to only 1 research project (FRIPRO) in true magic (topology this time).

- Fisher, R. A. (1973). *Statistical Methods and Scientific Inference*. Hafner press.
- ISO (1995). Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. *International Organisation for Standardization*.
- Kolmogorov, A. (1933). *Foundations of the Theory of Probability*. Chelsea (1956).
- Pearson, K. (1920). Notes on the history of correlation. *Biometrika* 13(1), 25–45.

Information in local curvature

Berent Ånund Strømnes Lunde | Bergen

Avanserte statistiske beregninger har i de senere år blitt mer populære og endelig fått utstrakt bruk, samtidig som data-science har blitt et kjent begrep i både akademisk og næringslivet. En av de mest anvendelige og sterkeste metodene for regresjonsproblemer, når det kommer til ren prediksjonskraft, er gradient tree boosting. Popularisert gjennom XGBoost i 2014, og i senere tid LightGBM og CatBoost, har gradient tree boosting vunnet en mengde maskinlæringskonkurranser, og er i dag i bruk i både små og store bedrifter over hele verden. Et problem er at alle de tre overnevnte implementeringene har en mengde hyperparametere som er lagt opp til å bli stilt inn gjennom bruk av et datasett for validering eller gjennom kryssvalidering. Dette er beregningsmessig svært ressurskrevende, det er vanskelig for brukeren som må forstå en avansert modell i større detalj, og fører til mer kode (som skal i produksjon) skrevet av mennesker som ikke er utviklere.

Avhandlingen min undersøker om det er mulig å unngå alle disse umedgjørlege hyperparametrene for gradient tree boosting. Essensielt har vi et modellseleksjonsproblem: Hvor mange trær skal vi lære og hvor dype skal de være? I gradient tree boosting algoritmen blir all denne modellkompleksiteten lagt til og lært iterativt. Det at kompleksitet blir lagt til etter grådig profilering av alle mulige splitter for en tre-node, som fører til diskontinuiteter i modellfunksjonen, gjør at bruken av de mest normale informasjonskriteriene som AIC og TIC ikke er statistisk klok. Avhandlingen inneholder originale bidrag som bygger på teorien bak AIC og TIC. Dette fører frem til et informasjonskriterium som tillater svært rask modellseleksjon for alle de små iterative modellvalgene i gradient tree boosting algoritmen.

Utleddningen bak informasjonskriteriet er statistisk interessant, der TIC blir kombinert med asymptotisk konvergens av empiriske prosesser (grådig profilering av node-splitting) til kontinuerlig-tid stokastiske prosesser som Ornstein-Uhlenbeck og til slutt Cox-Ingersoll-Ross (endelig fikk jeg litt «praktisk» bruk for renteteori og kurset i finansmatematikk ved UiB).

Noe av det hyggeligste med avhandlingen er de positive tilbakemeldingene fra praktikere i næringslivet, og å se at grunnforskning med litt tyngre statistisk teori kan ha så umiddelbar effekt og relevans for praktiske problemer. En selvfølge er da at teorien blir implementert og gjort tilgjengelig gjennom kode. En viktig del av avhandlingen er derfor R-pakken aGTBoost som skal gi en behagelig interface for brukere, men med effektiv trening grunnet kildekode som er skrevet i C++. Følg gjerne prosjektet gjennom www.github.com/Blunde1/agtboost

Det er verdt å nevne at avhandlingen også inkluderer bidrag opp

mot bruken av sadelpunktsmetoder i statistikk, og at overgangen til gradient tree boosting kom etter en særdeles naiv tanke om å kombinere sadelpunktsapproksimasjonen for den empiriske karakteristiske funksjonen med modellseleksjonsproblemer i trær. Dette viste seg raskt å være uklokt. Jeg takker mine rettleidere (professorene T. S. Kleppe (UiS) og H. J. Skaug (UiB)) for at jeg fullstendig fritt har kunnet sample mange rare ideer fra mitt sinn, og at de har fungert som effektive accept-reject algoritmer.

Welcome to Tromsø and NORDSTAT 2021, June 21st-24th!

The conference venue is Linken conference center, located close to the University of Tromsø. The conference will be both physical and digital.

Årsmøte NSF will be held Tuesday June 22nd, where the Sverdrup price winners will be announced.

Social and scientific programme is available at <https://site.uit.no/nordstat2021/>.



Programme committee:

Ingelin Steinsland (chair, Norwegian University of Science and Technology)
Anders Løland (Norwegian Computing Center)
Sigrunn Holbek Sørbye (UiT The Arctic University of Norway)
Sondre Hølleland (University of Bergen)

Organising committee:

Sigrunn Holbek Sørbye (chair, UiT The Arctic University of Norway)
Alf Harbitz (Institute of Marine Research)
Elinor Ytterstad (UiT The Arctic University of Norway)
Georg Elvebakk (UiT The Arctic University of Norway)
Ingeborg Gullikstad Hem (Norwegian University of Science and Technology)

Questions can be sent to contact.nordstat2021@uit.no.

Nytt fra Oslo senter for biostatistikk og epidemiologi

Nyansettelser

- PhD stipendiat: Ashley Ahimbisibwe
- Postdoktor: Fekadu Lemessa Bayisa, Leonardo Miranda Santana, Leon Alexander McLaren Berge, Hilde Brustad.

Nytt fra NTNU

Nye mastergrader

- Kenneth Aase: 'Statistiske metoder for evolusjonsbiologi'. Veileder Stefanie Muff.
- Ola Bollestad: 'Using GLM to Analyze Acceptability Judgement Test Data'. Veileder Ingelin Steinsland.
- Adrian Bruland: 'Manual hyperparameter tuning for optimal regression uncertainty estimates in Bayesian deep learning'. Veileder Jo Eidsvik.
- Marte Fjellveit: 'Image analysis : Bayesian Inversion in Hidden Markov Models'. Veileder Henning Omre.

Nye PhD-grader

- Rasmus Erlemann
'Contributions to the theory of goodness of fit testing and change point detection' Disputas 28 Januar, 2021. I komiteen var Torres Castro, University of Extremadura, Spain, Hugo L Hammer, Oslo Met Universitetet, Øyvind Bakke, NTNU (intern), Prøveforelesningstema: 'Change point detection in time series'. Veileder: Bo Lindqvist.
- Michael Gineste
'Seismic waveform inversion using the iterative ensemble Kalman smoother' Disputas 29 Oktober, 2020. I komiteen var Thomas Mejer Hansen, Aarhus Univ, Danmark, Andreas S Stordal, NORCE/Universitetet i Bergen, Stefanie Muff, NTNU (intern). Prøveforelesningstema: 'Seismic waveform inversion - a comparison of current state of the art method for seismic waveform inversion (based on shotgathers and AVO gathers)'. Veileder Jo Eidsvik.

Nytilsatte PhD studenter

- Florian Beiser. Veileder Jo Eidsvik

- Daesoo Lee. Veileder Erlend Aune
- Philip S Mostert. Veileder Bob O'Hara

Nytilsatte

- John Paige er tilsatt som Post Doc.
- David Klindt er tilsatt som post Doc.
- Kjersti Aas er tilsatt som Professor II.

Nytt fra Stavanger

Nye PhD-grader

- Berent Ånund Strømnes Lunde
Information in Local Curvature: Three Papers on Adaptive Methods in Computational Statistics
Komite: Gerda Claeskens (KU Leuven), Riccardo De Bin (Universitetet i Oslo) og Jörn Schulz (UiS)
Veiledere: Tore Selland Kleppe, Hans Julius Skaug, Jan Terje Kvaløy

NSF avd Stavanger

- Jan Terje Kvaløy erstatter Stein Andreas Bethuelssen i ledelsen av NSF avd Stavanger.

Nytt fra Matematisk institutt ved Universitetet i Oslo

Nye mastergrader

- Bjørn Gunnar Hansen (Statistikk): Making the most of data in diary farming research - how twenty-first century statistical learning methods can contribute
Veileder: Ingrid Kristine Glad
- Madeleine Innholt Halle (Finans, forsikring og risiko): Importance Measures in Multistate Systems
Veileder: Arne Bang Huseby
- Aleksander Wang-Hansen (Data Science): Time-robust Optimal and Fair Automated Decisions
Veiledere: Christos Dimitrakakis, medveileder: Magdalena Ivanovska
- Vera Kvisgaard (Statistikk): Can undersampling boost fraud detection?
Veiledere: Ingrid H. Haff, Ørnulf Borgan

- Chris Ghai (Data Science): Finding the needle in the haystack: Fine-tuning transformers to classify protest events in a sea of news articles, with Bayesian uncertainty measures
Veileder: Gudmund Horn Hermansen, Håvard Mokeliv Nygård
- Oda Johanne Kristensen (Data Science): Scalable Markov Chain Monte Carlo by subsampling methods
Veileder: Geir Storvik
- Katrine Nordby (Statistikk): Dødlighet ved hoftebrudd - Analyser av kohort og matchet kohort data
Veileder: Sven Ove Samuelsen
- Hanne Jahreie Tresselt (Statistikk): Modelling Car Insurance Data with Individual Effects
Veileder: Ørnulf Borgan
- Fredrik Lundvall Wollbraaten (Statistikk): Parallel subsampling MCMC and the Perturbed Subset Parameter Approximation
Veileder: Geir Storvik
- Aleksander Njøs (Statistikk): Multiple imputation for Cox regression with sampled cohort data
Veileder: Ørnulf Borgan
- Mathias Hestdahl Kristiansen (Finans, forsikring og risiko): Machine learning techniques in interest rate modelling
Veileder: Salvador Ortiz-Latorre
- Graeme Lawrence (Statistikk): Bacteraemia and Cardiovascular Disease
Veileder: Sven Ove Samuelsen
- Daniel Christensen (Finans, forsikring og risiko): Optimising reinsurance in a multivariate case
Veileder: Arne Bang Huseby
- Eva Steine Dahl (Finans, forsikring og risiko): Reinforcement learning and stochastics with applications in mathematical finance
Veileder: Kristina R. Dahl
- Lars Henry Berge Olsen (Data Science): Likelihood-Based Boosting: Approximate Confidence Bands and Intervals for Generalized Additive Models
Veileder: Riccardo De Bin
- Ville Santeri Jalasto (Finans, forsikring og risiko): Polynomial Processes and Applications
Veiledere: Salvador Ortiz-Latorre, Giulia Di Nunno

Nye PhD-grader

- Martin Tveten: Scalable change and anomaly detection in cross-correlated data
Veiledere: Ingrid Kristine Glad, Nils Lid Hjort
Bedømmelseskomiteé: Senior researcher Stéphane Robin, AgroParisTech/Université Paris-Saclay, Senior lecturer Haeran Cho, University of Bristol, Associate professor Johan Pensar, University of Oslo
- Jonas Moss: Psychometrics and the modelling of publication bias
Veiledere: Riccardo De Bin, Nils Lid Hjort
Bedømmelseskomiteé: Førsteamanuensis Karl Bang Christensen, Københavns Universitet, Førsteamanuensis Björn Andersson, Universitetet i Oslo, Professor Sven Ove Samuelsen, Universitetet i Oslo
- Marc Lagunas Merino, Stochastic Modeling with Fractional and non-Fractional Noises
Veiledere: Salvador Ortiz Latorre, David Ruiz Baños
Bedømmelseskomiteé: Professor José Manuel Corcuera Valverde, Universitat de Barcelona, Analyst Krzysztof Paczka, Gjensidige Forsikring ASA, Associate Professor Tenure Track Kristina Rognlien Dahl, Universitetet i Oslo
- Emil Stoltenberg: Epidemiological, Econometric, and Decision Theoretic Applications of Statistical Inference
Veiledere: Sven Ove Samuelsen, Hedvig Marie Egeland Nordeng, Nils Lid Hjort
Bedømmelseskomiteé:
- Håvard Kvamme: Time-to-Event Prediction with Neural Networks
Veiledere: Ørnulf Borgan, Ida Scheel, Kjersti Aas
Bedømmelseskomiteé: Professor Harald Binder, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Professor Jan Terje Kvaløy, Universitetet i Stavanger, Professor Geir Storvik, Universitetet i Oslo
- Yinzhi Wang: Model selection and reinsurance optimization for general insurance
Veiledere: Ingrid Hobæk Haff, Erik Bølviken, Arne Huseby
Bedømmelseskomiteé: Professor Maria De Las Mercedes Ayuso Gutiérrez, Universitat de Barcelona, Associate Professor Bård Støve, Universitetet i Bergen, Professor Ingrid Kristine Glad, Universitetet i Oslo

Nyansatte

- Ved seksjon 2 (statistikk og data science) er Aliaksandr Hubin ansatt som postdoc, Timo Lohrmann, Lars Henry Berge Olsen, Fredrik Lundvall Wollbraaten ansatt som PhD og Anders Hjort tilknyttet som nærings-PhD.
- Ved seksjon 3 (Risiko og stokastikk) er Natalia Sirotko-Sibirskaya, Emel Savku og Andreas Erik Petersson ansatt som postdoc'er.

Nytt fra UiB

Nye PhD-grader

- Kristian Gundersen: «Bayesian Variational Methods in Carbon Storage Monitoring» Veiledere: Guttorm Alendal, Jarle Berntsen og Hans Julius Skaug Opponent: Professor Maurizio Filippone, EURECOM, og Nils Olav Handegard, Havforskningsinstituttet

Nye mastergrader

- Sandra Vervik Heimsæter: A dimensionality reducing extension of Bayesian relevance learning. Veiledere: Yushu Li og Ingvild M. Helgøy (bi-veileder)
- Stevie Louise Cervantes: A statistical study of the non-linear properties of shoaling ocean waves. Veiledere: Henrik Kalisch og Francesco Lagona
- Andreas Hansen: Discrete hidden Markov models with application to stock trading algorithms. Veileder: Andreas Stordal
- Pernille Kjeilen Fauskanger: Commutability of control materials – statistical methods of evaluation. Veiledere: Bård Støve og Thomas Røraas